

Winfried Deist

**GELDANGEBOT UND GELDNACHFRAGE IN DER
BUNDESREPUBLIK DEUTSCHLAND**

**Eine ökonometrische Studie für die Jahre 1957 bis 1968
unter besonderer Berücksichtigung der schätztechnischen
Problematik**

1973

1974

GELDANGEBOT UND GELDNACHFRAGE IN DER
BUNDESREPUBLIK DEUTSCHLAND

Eine ökonometrische Studie für die Jahre 1957 bis 1968
unter besonderer Berücksichtigung der schätztechnischen
Problematik

Inaugural-Dissertation

zur Erlangung des akademischen Grades eines
Doktors der Wirtschaftswissenschaft durch den
Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften
der Westfälischen Wilhelms-Universität zu Münster

vorgelegt von Winfried Deist
aus Berlin
Jahr 1973



Erster Berichterstatter: Prof. Dr. Gülicher

Zweiter Berichterstatter: Prof. Dr. Schumann

Dekan: Prof. Dr. Adam

Tag der mündlichen Prüfung: 20. November 1973

INHALTSVERZEICHNIS

=====

	Seite
PROBLEMSTELLUNG.....	1
TEIL A : GRUNDSÄTZLICHE SCHÄTZTECHNISCHE PROBLEME.....	3
1. Grundbegriffe.....	3
11. Der Begriff der Schätzfunktion.....	3
22. Schätzkriterien.....	5
2. Diskussion der Schätzmethoden.....	13
11. Das Identifikationsproblem.....	15
22. Simultane Schätzmethoden.....	19
3. Die Messung der saisonalen Einflüsse.....	29
4. Das Aggregationsproblem.....	33
5. Das Autokorrelationsproblem.....	37
11. Die Aitken-Schätzung.....	42
22. Testverfahren gegen Autokorrelation der latenten Variablen.....	44
TEIL B : THEORIE DER GELDNACHFRAGE - ANALYTISCHE AN- SÄTZE UND STATISTISCHE ERGEBNISSE.....	50
1. Theoretische Aspekte.....	50
2. Die Auswahl der Variablen.....	62
11. Die Problematik einer zweckmäßigen Geldmengende- finition.....	62
22. Die Messung des Transaktionsvolumens.....	65
33. Die Messung des Zinsniveaus.....	68
3. Vorbemerkungen zu den empirischen Schätzungen.....	70
4. Ein statischer Ansatz - Ergebnisse der OLS- Schätzungen.....	75
5. Distributed lag-Modelle mit geometrischer lag-Ver- teilung (Koyck-Typ).....	81
11. Das Modell der partiellen Anpassung.....	81

	Seite
22. Eine ökonomische Interpretation des Reaktions- mechanismus der partiellen Anpassung.....	83
33. Das Modell mit korrigierten Erwartungen.....	86
44. Eine ökonomische Interpretation des Reaktions- mechanismus der korrigierten Erwartungen.....	88
6. Spezielle schätztechnische Probleme in distributed lag-Modellen vom Koyck-Typ.....	92
11. Die Identifizierbarkeit der strukturellen Form	92
22. Die Autokorrelation der latenten Variablen....	92
33. Das Problem der Aggregation über die Zeit.....	97
7. Ein einfaches Geldnachfrage-Modell mit geometri- scher lag-Verteilung - Ergebnisse der OLS- Schätzungen.....	100
8. Ein erweitertes Modell.....	105
11. Die Ergebnisse der OLS-Schätzungen.....	110
111. Die Nachfrage nach Geld.....	110
222. Die Nachfrage nach Sichtdepositen.....	113
333. Die Nachfrage nach Bardepositen.....	117
22. Die Interpretation der Saisonvariablen.....	123
33. Die Problematik der Annahme einer a priori ge- gebenen geometrischen lag-Verteilung.....	124
9. Das Almon-Modell.....	128
11. Die Nachfrage nach Geld.....	133
22. Die Nachfrage nach Sichtdepositen.....	139
33. Die Nachfrage nach Bardepositen.....	143
EXKURS : DIE NACHFRAGE NACH TERMIN- UND SPARDEPOSITEN	149
1. Die Nachfrage nach Termindespositen.....	149
2. Die Nachfrage nach Spardepositen.....	161
TEIL C : DAS GELDANGEBOT - ANALYTISCHE ANSÄTZE UND STATISTISCHE ERGEBNISSE.....	168
1. Theoretische Aspekte.....	168
2. Das Geldangebot: Modell I.....	174
11. Theoretische Überlegungen.....	174

	Seite
22. Die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Zentralbankkredit.....	180
111. Theoretische Aspekte.....	182
222. Die Ergebnisse der OLS-Schätzungen.....	190
33. Die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Liquiditätsanlagen.....	204
111. Theoretische Aspekte.....	207
222. Die Ergebnisse der OLS-Schätzungen.....	213
44. Beschreibung des Geldangebot-Modells.....	222
55. Die Ergebnisse der OLS-Schätzungen.....	224
3. Das Geldangebot: Modell II.....	237
11. Die Reaktion des Bankensystems auf eine gegebene freie Überschußreserve.....	239
111. Der Ansatz K. Brunners.....	239
222. Ein alternativer Ansatz.....	242
22. Die Bestimmungsfaktoren der freien Überschußreserven.....	255
33. Die Geldangebotsfunktion.....	264
44. Die Ergebnisse der OLS-Schätzungen.....	265
TEIL D : EIN SIMULTANES MODELL.....	280
1. Allgemeine schätztechnische Fragen.....	280
2. Spezifizierung des Modells.....	286
3. Die Ergebnisse der 2SLS-Schätzungen.....	289
11. Der Bereich der Geldnachfrage.....	289
22. Die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Zentralbankkredit.....	297
33. Die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Liquiditätsanlagen.....	300
44. Das Geldangebotsverhalten des Geschäftsbankensektors.....	303
55. Das Gesamtmodell.....	306
4. Wirtschaftspolitische Schlußfolgerungen.....	307

ANHANG I : STATISTISCH-THEORETISCHE FRAGEN.....	314
1. Modelle vom "Cowles Commission Typ" und ihre Prämissen.....	314
11. Die strukturelle Form.....	314
22. Die reduzierte Form.....	316
2. Das Identifikationsproblem.....	319
11. Ein lineares Modell.....	320
22. Ein nicht lineares Modell.....	323
111. Spezifizierung des Modells.....	323
222. Beobachtungsäquivalente Strukturen.....	326
333. Identifikationskriterien.....	327
3. Die 2SLS-Schätzung.....	333
11. Die Ableitung der Schätzfunktion.....	333
22. Die asymptotische Kovarianzmatrix.....	338
4. Das Aggregationsproblem.....	340
11. Spezifizierung des Modells.....	340
22. Die Eigenschaften der Makro-Parameter.....	343
ANHANG II : DIE VERWENDETEN ZEITREIHEN.....	347
LITERATURVERZEICHNIS.....	349

PROBLEMSTELLUNG

=====

Gerade in den letzten Jahren ist in der Bundesrepublik die Frage nach den Determinanten von Geldangebot und Geldnachfrage sowie - damit eng verbunden - die Frage nach der Effizienz des geldpolitischen Instrumentariums der Bundesbank in den Blickpunkt des Interesses gerückt. Die Meinungen in der Literatur zu diesem Fragenkomplex sind alles andere als einheitlich. Eine empirische Überprüfung der verschiedenen geldtheoretischen Hypothesen erscheint daher nicht uninteressant. Die Verfahren hierzu liefert die Ökonometrie, insbesondere die Regressionsanalyse.

In Übereinstimmung mit der wissenschaftlichen Methodologie kann als Maßstab für den empirischen Gehalt eines hypothetischen Aussagensystems nur seine Falsifizierbarkeit angesehen werden.¹ Es ist daher erforderlich, Hypothesen dergestalt zu formulieren, daß sie einer methodischen Nachprüfung zugänglich sind, durch deren Ergebnis sie widerlegt werden können. Dies geschieht mittels Formulierung spezieller Verhaltensannahmen (singular statements), durch welche ein bestimmter, eindeutiger, stochastischer Zusammenhang zwischen den Variablen postuliert wird.² Ergibt die empirische Überprüfung einen andersartigen Zusammenhang, so ist das hypothetische Aussagensystem zumindest teilweise widerlegt.

Empirische Überprüfungsversuche geldtheoretischer Hypothesen sind bislang hauptsächlich in den USA vorgenommen worden. In der Bundesrepublik ist ihre Zahl - insbesondere hinsichtlich geldangebotstheoretischer Hypothesen - relativ gering.

1 Vgl.: K.R. Popper, Logik und Forschung, Tübingen 1966, S. 198 ff. - H. Albert, Probleme der Theorienbildung, In: Derselbe (Hrsg.), Theorie und Realität, Tübingen 1964, S. 47ff.

2 Vgl.: W. Prautzsch, Die Struktur der Nachfrage von Wirtschaftsunternehmen und privaten Haushalten nach finanziellem Vermögen in der Bundesrepublik Deutschland (Untersuchungen über das Spar-, Giro- und Kreditwesen, Bd. 54), Berlin 1971, S. 138 f.

Die wenigen für die Bundesrepublik bisher veröffentlichten Arbeiten gehen u.a. fast ausnahmslos von folgenden Voraussetzungen aus:

- a) Es wird (meist implizit) unterstellt, daß zwischen Geldangebot und Geldnachfrage keine interdependenten Beziehungen bestehen. D.h. man betrachtet das Eingleichungs-Regressionsmodell als adäquates Erklärungsmodell.
- b) Es wird angenommen, daß statische Erklärungsmodelle angemessen sind, allenfalls wird eine a priori gegebene geometrische lag-Verteilung unterstellt.
- c) Die für die institutionellen Gegebenheiten in den USA konzipierten Erklärungsmodelle werden - insbesondere was Geldangebots-Modelle anbelangt - als auf deutsche Verhältnisse unmittelbar übertragbar angesehen.

Eine nähere Analyse wird zeigen, daß diese Voraussetzungen sämtlich wenig praxisnah sind. Die Folge ist, daß die berechneten Schätzungen einen u.U. erheblichen Spezifikations-bias aufweisen können und folglich nur mit großer Vorsicht zu interpretieren sind.

Die vorliegende Arbeit befaßt sich in ihren theoretischen Teilen schwerpunktmäßig mit den speziell bei der Schätzung von Geldangebots- und -nachfragefunktionen auftretenden schätztechnischen Fragen - insbesondere mit der aus einer Verletzung der Annahmen a) und b) resultierenden Problematik - sowie mit der Entwicklung eines dynamischen, simultanen Geldangebots- und Geldnachfragemodells, das

- a) den oben genannten Problemen explizit Rechnung trägt und
- b) speziell auf die institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik abgestellt ist.

Darüber hinaus wird den empirischen Schätzungen und ihrer Interpretation breiter Raum gewidmet.

TEIL A : GRUNDSÄTZLICHE SCHÄTZTECHNISCHE PROBLEME

=====

1. Grundbegriffe

Bei der statistischen Schätzung von Geldnachfrage- bzw. -angebotsfunktionen steht man typischerweise vor folgendem Problem:

Bekannt ist eine gewisse Anzahl konkreter Beobachtungswerte (Stichprobe) der als endogen spezifizierten Variablen "Geldmenge" (Regressand). Mit Hilfe dieser Beobachtungswerte gilt es, unter Berücksichtigung der a priori Spezifikationen des Modells¹ sowie der realisierten Werte der erklärenden Variablen (Regressoren), auf die numerischen Werte der strukturellen Parameter zu schließen.

Es kann nicht Aufgabe der vorliegenden Arbeit sein, die Methoden der schließenden Statistik zu diskutieren. Wir wollen uns daher auf eine grobe Skizzierung des Grundprinzips beschränken.

11. Der Begriff der Schätzfunktion

Jede Stichprobe vom Umfang T kann als Realisation einer T-dimensionalen Zufallsvariablen interpretiert werden, deren Wahrscheinlichkeitsverteilung durch den Datenkranz des Modells bedingt ist².

Aus einer Stichprobe lassen sich sog. Stichprobenmaßzahlen berechnen, wie bspw. das arithmetische Mittel. Diese Maßzahlen kann man als Funktionen der Stichprobe interpretieren. M.a.W.: Stichprobenmaßzahlen sind Zufallsvariable mit Realisationen, die einer Wahrscheinlichkeitsverteilung unterliegen.

Will man aufgrund einer Stichprobe einen unbekannten strukturellen Parametervektor θ statistisch abschätzen, so geht man

1 Zum Begriff des Modells vgl. die entsprechenden Ausführungen in Abschnitt 2.11.: Das Identifikationsproblem

2 Vgl.: P.Schönfeld, Methoden der Ökonometrie, Bd.1 (im folgenden zitiert als: Ökonometrie I), Berlin 1969, S.279

i.a. folgendermaßen vor:

Man berechnet aus einer Stichprobe den Wert einer gewissen Stichprobenfunktion $\bar{\theta}$, deren Wahrscheinlichkeitsverteilung von dem unbekannten strukturellen Parametervektor θ abhängt und nimmt diesen Wert als Abschätzung für den Parametervektor θ .¹

Um zum Ausdruck zu bringen, daß uns Stichprobenfunktionen und ihre Eigenschaften vom Standpunkt der statistischen Schätzung aus interessieren, sprechen wir von Schätzfunktionen. Schätzfunktionen sind also Zufallsvariable mit Realisationen - d.s. hier die konkreten Schätzwerte -, die einer Wahrscheinlichkeitsverteilung unterliegen. Folglich werden die berechneten Schätzwerte i.d.R. nicht mit den zu schätzenden Parametern der Struktur übereinstimmen.

I.a. ist eine beliebig große Anzahl von unterschiedlichen Schätzfunktionen für einen gewissen strukturellen Parametervektor denkbar. Wir sind folglich daran interessiert, unter der Menge der möglichen Schätzfunktionen diejenige zu finden, welche eine möglichst "gute" Approximation für den zu schätzenden Parametervektor der Struktur liefert.

Von zwei Schätzverfahren für die strukturellen Parameter eines vorgelegten Modells dominiert dasjenige das andere, welches Parameter-Schätzwerte mit Eigenschaften liefert, die insgesamt als erwünschter angesehen werden als die eines anderen Verfahrens. Als Entscheidungshilfen hat die statistische Theorie eine Reihe von "Kriterien guter Schätzung" entwickelt. Die wichtigsten seien im folgenden kurz diskutiert.

1 Vgl.: M. Fisz, Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik (Hochschulbücher für Mathematik, Bd. 40), Berlin 1965, S. 383

22. Schätzkriterien

Gegeben sei eine T-elementige (vektorwertige) Schätzfunktion

$$\tilde{\theta}_T = f \left[\xi_{T1} \cdots \xi_{Tk} \cdots \xi_{TK} \right]$$

für den Parametervektor θ einer gewissen Grundgesamtheit. Wir haben oben erläutert, daß ein aus einer Stichprobe berechneter Parameter-Schätzwert als Realisation einer Zufallsvariablen (nämlich der Schätzfunktion) zu interpretieren ist, die ihrerseits eine Funktion der Stichprobe ist. Der berechnete Schätzwert $\tilde{\theta}_T^o$ kann daher durchaus von dem "wahren" Wert θ abweichen.¹ Damit die Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$ eine brauchbare Approximation für θ gewährleistet, ist zu fordern,² daß die Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$

a) um den "wahren" Wert θ zentriert ist und

b) eine möglichst geringe Streuung aufweist.

Um die Eigenschaft der Zentriertheit zu gewährleisten, wird in der Literatur vielfach gefordert, daß die Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$ erwartungstreu ist.

Eine Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$ heißt erwartungstreu in bezug auf den Parametervektor θ , wenn ihr Erwartungswert $E(\tilde{\theta}_T)$ gleich θ ist.

$$(1) \quad E(\tilde{\theta}_T) = \theta$$

Dem Konzept der erwartungstreuen Schätzfunktion liegt die Vorstellung zugrunde, daß der Wert einer gewissen Schätzfunktion für eine Vielzahl von Stichproben berechnet wird. Für diesen Fall gewährleistet das Kriterium der Erwartungstreue, daß sich die Über- und Unterschätzungen des "wahren" Wertes θ mit zunehmender Zahl der Stichproben in etwa ausgleichen.³ Ökonometrische Untersuchungen sind i.d.R. jedoch dadurch gekennzeichnet, daß der Wert einer Schätzfunktion nur für eine einzige

1 Im folgenden werden wir i.d.R. zur Kennzeichnung einer Schätzfunktion bzw. eines konkreten Schätzwertes keine unterschiedlichen Symbole verwenden, da es jeweils aus dem Zusammenhang klar ist, ob die Zufallsvariable oder eine konkrete Realisation gemeint ist.

2 Vgl.: J. Pfanzagl, Allgemeine Methodenlehre der Statistik, Sammlung Göschel, Bd. 747/747a, Berlin 1966, S. 60 f.

3 Ebenda, a.a.O., S. 61

Stichprobe berechnet wird. In einer solchen Situation dürfte es daher fraglich sein, ob dem Kriterium der Erwartungstreue eine allzu große Bedeutung beizumessen ist. Der Grund ist vornehmlich darin zu sehen, daß die Feststellung, eine Schätzfunktion sei erwartungstreu, keine Aussage über ihre Streuung erlaubt. In der Literatur wird daher zusätzlich gefordert, daß sich die Schätzwerte (Realisationen) einer erwartungstreuen Schätzfunktion möglichst eng um ihren Erwartungswert gruppieren. Wir definieren daher:

Eine Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$ heißt effiziente Schätzfunktion für den Parameter θ , wenn $\tilde{\theta}_T$ unter der Menge der erwartungstreuen Schätzfunktionen diejenige ist, die die kleinste Streuung besitzt.¹ Diese Aussage läßt sich alternativ folgendermaßen präzisieren:²

- a) Kein Element in der Hauptdiagonalen der Varianz-Kovarianzmatrix $\sum (\tilde{\theta}_T \tilde{\theta}_T)$ der Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$ ist jemals größer als das entsprechende Diagonalelement der Varianz-Kovarianzmatrix $\sum (\tilde{\theta}_T \tilde{\theta}_T)$ irgendeiner anderen unverzerrten Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$.
- b) Die Differenz $\sum (\tilde{\theta}_T \tilde{\theta}_T) - \sum (\tilde{\theta}_T \tilde{\theta}_T)$ bildet für jedes unverzerrte $\tilde{\theta}_T$ eine nichtnegativ definite Matrix.

Die Ermittlung von effizienten Schätzfunktionen ist i.a. schwierig.³ Man beschränkt sich deshalb vielfach auf lineare Schätzfunktionen,⁴ d.h. auf Schätzfunktionen, die sich als lineare Funktionen der stochastischen Stichprobenvariablen darstellen lassen. Wir definieren daher:

Eine Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$ heißt beste lineare unverzerrte Schätzfunktion, wenn sie unter der Menge der linearen unverzerrten Schätzfunktion effizient ist. In der Ökonometrie hat sich für

1 Vgl.: D. Hochstädter und G. Uebe, Ökonometrische Methoden, Berlin 1970, S. 10 f.

2 Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie I, S. 60

3 Ebenda, S. 204 ff.

4 Ebenda, S. 60 ff.

diese Klasse von Schätzfunktionen die Bezeichnung BLUE (= best linear unbiased estimator) eingebürgert.

Als relative Effizienz e der unverzerrten Schätzfunktion $\bar{\theta}_T$ in bezug auf die gleichfalls unverzerrte Schätzfunktion $\bar{\theta}_T$ kann man den Quotienten der verallgemeinerten Varianzen $\det \sum (\bar{\theta}_T \bar{\theta}_T)$ und $\det \sum (\bar{\theta}_T \bar{\theta}_T)$ definieren¹

$$(2) \quad e = \frac{\det \sum (\bar{\theta}_T \bar{\theta}_T)}{\det \sum (\bar{\theta}_T \bar{\theta}_T)}$$

Dabei steht "det" für Determinante.

Es läßt sich zeigen, daß aus der unter b) genannten Effizienzbedingung

$$\sum (\bar{\theta}_T \bar{\theta}_T) - \sum (\bar{\theta}_T \bar{\theta}_T) = \text{nichtnegativ definit}$$

folgt, daß $\bar{\theta}_T$ auch die verallgemeinerte Varianz $\det \sum (\bar{\theta}_T \bar{\theta}_T)$ minimiert.²

Die dargestellten Schätzkriterien: Erwartungstreue, Effizienz, beste lineare Unverzerrtheit und relative Effizienz werden in der Literatur allgemein als die zur Beurteilung von Schätzungen bei ökonometrischen Untersuchungen wichtigsten "Kleine-Stichproben-Eigenschaften" angesehen.

Vielfach sind die exakten Eigenschaften von Schätzfunktionen aus endlichen Stichprobenumfängen unbekannt oder nur mit erheblichen mathematischen Schwierigkeiten und/oder für den konkreten Einzelfall zu ermitteln. Dies gilt insbesondere für Modelle, die zeitverzögerte endogene und/oder gemeinsam abhängige (jointly dependent) Variable enthalten. In diesem Fall sind die "Kleine-Stichproben-Eigenschaften" oft nicht zu ermitteln. Häufig sind jedoch auch in derartigen Situationen noch Aussagen über die asymptotischen Eigenschaften (d.h. für $T \rightarrow \infty$) möglich. Einige wünschenswerte asymptotische Eigenschaften von Schätzfunktionen seien im folgenden diskutiert.

1 Ebenda, S. 204

2 Ebenda, S. 61; H. Theil, Principles of Econometrics (im folgenden zitiert als: Principles...), London 1970, S. 124, Fußnote 11

Eine Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$ heißt konsistent in bezug auf den Parametervektor θ , wenn die Folge $\{\tilde{\theta}_T\}$ für wachsendes T der Wahrscheinlichkeit nach gegen θ konvergiert, d.h. wenn für jedes beliebige $\eta > 0$ die Beziehung

$$(3) \quad \text{Plim}_{T \rightarrow \infty} \left\{ \left| \tilde{\theta}_T - \theta \right| > \eta \right\} = 0$$

erfüllt ist.¹ Dabei bezeichnet Plim den Wahrscheinlichkeitslimes und $\left| \tilde{\theta}_T - \theta \right|$ die euklidische Norm.

M.a.W.: Eine Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$ ist konsistent, wenn ihre Wahrscheinlichkeitsverteilung für $T \rightarrow \infty$ im Punkt θ kollabiert.

$$(3a) \quad \text{Plim}_{T \rightarrow \infty} \tilde{\theta}_T = \theta$$

Die Formulierungen (3) und (3a) sind äquivalent.

Die Eigenschaft der Konsistenz besagt also, daß die Wahrscheinlichkeit dafür, daß der berechnete Schätzwert nahe dem "wahren" Parameter-Wert liegt, mit zunehmendem Stichprobenumfang immer größer wird, oder anders ausgedrückt, daß bei hinreichend großem Stichprobenumfang eine hohe Wahrscheinlichkeit dafür existiert, daß der Stichprobenfehler relativ klein ist.²

Die Feststellung, daß eine gewisse Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$ konsistent ist, erlaubt keine Aussage über die Größe des Stichprobenfehlers hinsichtlich der Schätzung eines bestimmten Parametervektors θ einer konkret definierten Grundgesamtheit. Unglücklicherweise scheitern, wie bereits erwähnt, Versuche, diesbezüglich exakte Aussagen zu machen, vielfach an den mathematischen Schwierigkeiten und/oder sind nur für den konkreten Einzelfall möglich. Jedoch lassen sich für hinreichend große T meist noch approximative Aussagen machen. Die damit zusammenhängenden Fragen sind Gegenstand der sog. "Theorie der großen Stichproben".

Die "Theorie der kleinen Stichproben" sucht für jedes natürliche T die (exakte) Verteilung der gegebenen Stichprobenfunktion $\tilde{\theta}_T$ zu ermitteln. Im Rahmen der "Theorie der großen

1 Vgl.: M. Fisiz, a.a.O., S. 383 f.

2 Vgl.: H. Theil, Principles..., S. 362

Stichproben" hingegen interessiert weniger die Verteilung der Stichprobenfunktion $\tilde{\theta}_T$ für endliche T als vielmehr die Grenzverteilung von $\tilde{\theta}_T$. Im folgenden sei zunächst der Begriff der Grenzverteilung präzisiert.¹

Wir interpretieren die Zufallsvektoren (Schätzfunktionen) $\tilde{\theta}_T$ für $T=1,2,\dots$, ohne Rückgriff auf ihre Komponenten, als originäre mehrdimensionale Zufallsvariable und definieren:

Gegeben sei die Folge $\{\tilde{\theta}_T\}$ von Zufallsvektoren $\tilde{\theta}_T$ für $T=1,2,\dots$ mit den Verteilungsfunktionen $F_T(x)$. Existiert eine Verteilungsfunktion $F(x)$ dergestalt, daß für jede Stetigkeitsstelle von $F(x)$ die Beziehung

$$(4) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} F_T(x) = F(x)$$

gilt, so sagen wir, die Folge $\{\tilde{\theta}_T\}$ konvergiert der Verteilung nach gegen die Zufallsvariable $\tilde{\theta}$, deren Wahrscheinlichkeitsverteilung durch die Verteilungsfunktion $F(x)$ festgelegt ist. Die durch $F(x)$ beschriebene Wahrscheinlichkeitsverteilung heißt die Grenzverteilung der Folge $\{\tilde{\theta}_T\}$

Wie bereits erwähnt, sind die exakten Eigenschaften von Schätzfunktionen für endliche Stichprobenumfänge häufig unbekannt. Durch geeignete Transformationen

$$(5) \quad \tilde{\theta}_T^* = g_T(\tilde{\theta}_T)$$

läßt sich jedoch vielfach erreichen, daß die transformierten Zufallsvariablen $\tilde{\theta}_T^*$ der Verteilung nach gegen eine (nichtdegenerierte) Zufallsvariable $\tilde{\theta}^*$ konvergieren. Für hinreichend große T können dann aus der Grenzverteilung der $\tilde{\theta}_T^*$ approximativ die Eigenschaften der Verteilungen der $\tilde{\theta}_T$ bestimmt werden.

Gegeben sei die folgende nichtsinguläre lineare Transformation

$$(6) \quad \tilde{\theta}_T^* = \mathfrak{J}(T) Q_T^{-1} (\tilde{\theta}_T - q_T)$$

Dabei symbolisiert

- $\mathfrak{J}(T)$ eine skalare, nach unten durch eine gewisse positive Zahl beschränkte Funktion (vielfach kann man $\mathfrak{J}(T) = \sqrt{T}$ wählen).

1 Vgl. zum folgenden: P. Schönfeld, Ökonometrie I, S. 178 ff.

- Q_T für $T=1,2,\dots$ nichtstochastische, nichtsinguläre, quadratische Matritzen, die für $T \rightarrow \infty$ gegen die gleichfalls nichtsinguläre Matrix Q konvergieren.
- q_T für $T=1,2,\dots$ nichtstochastische Vektoren, die für $T \rightarrow \infty$ gegen den Vektor q konvergieren.

Für (6) können wir in etwas anderer Form schreiben

$$(7) \quad \tilde{\theta}_T = Q_T \frac{1}{J(T)} \tilde{\theta}_T^* + q_T$$

Daraus folgt für den Erwartungswert $E(\tilde{\theta}_T)$ sowie die Varianz-Kovarianzmatrix $\sum (\tilde{\theta}_T \tilde{\theta}_T')$ der Stichprobenfunktion $\tilde{\theta}_T$

$$(8) \quad E(\tilde{\theta}_T) = Q_T \frac{1}{J(T)} E(\tilde{\theta}_T^*) + q_T$$

$$(9) \quad \sum (\tilde{\theta}_T \tilde{\theta}_T') = Q_T \frac{1}{J^2(T)} \sum (\tilde{\theta}_T^* \tilde{\theta}_T'^*) Q_T'$$

Wenn die Momente $E(\tilde{\theta}^*) = \mu$ und $\sum (\tilde{\theta}^* \tilde{\theta}^*) = \Omega$ der Grenzverteilung der $\tilde{\theta}_T^*$ existieren und darüber hinaus

$$(10) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} E(\tilde{\theta}_T^*) = \mu \quad \text{und} \quad \lim_{T \rightarrow \infty} \sum (\tilde{\theta}_T^* \tilde{\theta}_T'^*) = \Omega$$

gilt, so heißt

$$(11) \quad \text{asy} E(\tilde{\theta}_T) = q + \frac{Q \mu}{J(\infty)}$$

der asymptotische Erwartungswert der Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$ und

$$(12) \quad q - \theta + \frac{Q \mu}{J(\infty)}$$

die asymptotische Verzerrung der Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$ sowie

$$(13) \quad \text{asy} \sum (\tilde{\theta}_T \tilde{\theta}_T') = \frac{Q \Omega Q'}{J^2(\infty)}$$

die asymptotische Varianz-Kovarianzmatrix der Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$.

Aus (11) und (13) lassen sich für hinreichend große T die entsprechenden Momente der Stichprobenfunktion $\tilde{\theta}_T$ mit Hilfe der Momente μ und Ω der Grenzverteilung der $\tilde{\theta}_T^*$ ermitteln. Dabei werden i.d.R. anstelle der Größen Q und q die Größen Q_T und q_T verwendet.

Eine Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$ heißt asymptotisch erwartungstreu, wenn der Ausdruck (12) gleich Null wird.

Eine Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$ heißt asymptotisch effizient in bezug auf den Parametervektor θ , wenn $\tilde{\theta}_T$ unter der Menge der asymptotisch erwartungstreuen Schätzfunktionen diejenige ist, die die kleinste asymptotische Streuung besitzt.

Analog zu (2) können wir als Maß für die relative asymptotische Effizienz einer asymptotisch erwartungstreuen Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$ in bezug auf die gleichfalls asymptotisch erwartungstreue Schätzfunktion $\tilde{\theta}_T$ den Quotienten der verallgemeinerten asymptotischen Varianzen definieren.

$$(14) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} e = \frac{\det \text{asy} \sum (\tilde{\theta}_T \tilde{\theta}_T)}{\det \text{asy} \sum (\tilde{\theta}_T \tilde{\theta}_T)}$$

Es ist demnach scharf zu unterscheiden zwischen dem Vektor der asymptotischen Erwartungswerte und der asymptotischen Varianz-Kovarianzmatrix einerseits, sowie dem Vektor der gewöhnlichen Erwartungswerte und der gewöhnlichen Varianz-Kovarianzmatrix andererseits. Während die Elemente der letzteren Momente einer Stichprobenverteilung darstellen, sind erstere als Momente der asymptotischen Approximation von Stichprobenverteilungen (d.h. der Grenzverteilungen) zu interpretieren. Im Rahmen der "Theorie der großen Stichproben" interessieren also weniger die Grenzwerte der Momente von Folgen von Stichprobenverteilungen, als vielmehr die Momente von Grenzverteilungen. Pragmatisch läßt sich das damit begründen, daß die zweiten Momente von Grenzverteilungen unter wesentlich allgemeineren Bedingungen existieren, als die Grenzwerte der zweiten Momente von Folgen von Stichprobenverteilungen, so daß erstere i.d.R. von größerem Nutzen sind, sofern die Stichprobe tatsächlich hinreichend groß ist.¹

Die Approximationen (11) und (13) werden i.d.R. selbst dann noch verwendet, wenn die Grenzverteilung degeneriert.² Wenn wir bspw. sagen, das Stichprobenmittel $\bar{x}_T$ sei asymptotisch normalverteilt mit dem Mittelwert μ und der Varianz σ^2/n , so

¹ Vgl.: H. Theil, Principles..., S. 376

² Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie I, S. 186f.

machen wir damit eine Aussage über die Entwicklung der Verteilung der $\bar{x}_T$, wenn sich letztere der degenerierten Verteilung (beliebig weit) nähert. Zusammenfassend können wir daher feststellen:

Selbst wenn $\bar{x}_T$ für endliche T nicht normalverteilt ist und/oder für endliche T gewisse Momente nicht existieren, so können für hinreichend große T dennoch approximative Aussagen über die Verteilung von $\bar{x}_T$ gemacht werden, indem man eine Normalverteilung mit dem Mittelwert μ und der Varianz σ^2/n unterstellt.

Die in diesem Zusammenhang entscheidende Frage ist: Wann ist T hinreichend groß?

Bei ökonometrischen Untersuchungen ist der Umfang der zur Verfügung stehenden Stichproben i.d.R. relativ gering. Es fragt sich daher, ob es überhaupt einen Sinn hat, Schätzfunktionen nach dem Kriterium wünschenswerter asymptotischer Eigenschaften auszuwählen. Die Frage läßt sich allgemein nicht beantworten.¹ Aussagen sind - wenn überhaupt - nur hinsichtlich konkret definierter Schätzfunktionen (z.B.: Limited-Information-Single-Equation-Maximum-Likelihood-Method oder Two-Stage-Least-Squares-Method) möglich.² Wir wollen uns daher zunächst mit der Frage nach der zu verwendenden Schätzfunktion befassen.

1 Ebenda, S. 165 f.

2 Vgl. die entsprechenden Ausführungen in dem Kapitel: Simultane Schätzmethoden

2. Diskussion der Schätzmethoden

Überblickt man die in den letzten Jahren veröffentlichten geldtheoretischen Studien, so ist festzustellen, daß zunehmend versucht wird, die aufgestellten Hypothesen empirisch zu überprüfen. Dabei wird, zumindest im deutschsprachigen Bereich, fast ausschließlich mit gewöhnlichen Kleinst-Quadrate-Schätzungen (im folgenden kurz mit OLSE bezeichnet) gearbeitet.¹ Bekanntlich liefert die OLSE i.d.R. jedoch nur dann konsistente Schätzwerte für die strukturellen Parameter, wenn die zu schätzende Relation u.a. keine gemeinsam abhängigen (jointly dependent) Variablen enthält.² Daß diese Voraussetzung im monetären Bereich in aller Regel nicht erfüllt ist, braucht kaum näher erläutert zu werden. Die Existenz zinselastischer Geldnachfrage- und -angebotsrelationen ist heute fast allgemein anerkannt;³ auch wird kaum noch bestritten, daß zwischen Volkseinkommen und Zinssatz interdependente Beziehungen be-

1 Vgl.: A. Woll, Die Theorie der Geldnachfrage: Analytische Ansätze und statistische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland (im folgenden zitiert als: Analytische Ansätze...) Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 126 (1970), S. 56 und die dort angeführte Literatur. - H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit des Geldes und Zinssatzänderungen: Eine ökonometrische Studie über die Geldnachfrage in der BRD (im folgenden zitiert als: Einkommenskreislaufgeschwindigkeit...), Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 124 (1968), S. 70 ff.

Der Hauptgrund für die Verwendung der OLSE dürfte darin zu sehen sein, daß es sich um ein rechentechnisch relativ wenig aufwendiges Verfahren handelt. Sowohl die gewöhnlichen Maximum-Likelihood-Schätzungen als auch die simultanen Schätzverfahren erfordern i.d.R. einen erheblich größeren Rechenaufwand.

2 Vgl.: J. Johnston, Econometric Methods, Inc. New York 1963, S. 231 ff.

3 Vgl. z.B.: H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit..., S. 77 f. - Selbst M. Friedman leugnet nicht, daß der Zinssatz die Geldnachfrage beeinflusst, jedocherscheint ihm dieser Einfluß vernachlässigbar gering, vgl. hierzu: M. Friedman und A.J. Schwartz, A Monetary History of the United States 1867 - 1960 (im folgenden zitiert als: Monetary History...), Princeton 1963, S. 648 ff.

stehen.¹ Es ist daher davon auszugehen, daß Geldnachfrage und Geldangebot Bestandteile eines ganzen Systems interdependenter Relationen sind.² Folglich ist zu erwarten, daß die entsprechenden OLS-Schätzungen i.d.R. inkonsistent und daher (auch asymptotisch) verzerrt sind.³ Nur in den beiden Grenzfällen des rekursiven⁴ bzw. geradeidentifizierten⁵ Modells lassen sich mit Hilfe der Methode der Kleinsten-Quadrate direkt bzw. indirekt konsistente Schätzwerte errechnen.⁶

Hinsichtlich der Inkonsistenz der OLSE sind zwei Aspekte zu unterscheiden:

- a) Es läßt sich zeigen, daß im interdependenten Modell die erklärenden Variablen teilweise mit den latenten Variablen (auch asymptotisch) korreliert sind.⁷ Dieser Umstand verhindert die Konsistenz der OLSE.⁸ Es sind jedoch Schätz-

1 Ebenda

2 Vgl. z.B.: R.L. Teigen, Demand and Supply for Money in the United States: Some Structural Estimates (im folgenden zitiert als: Demand and Supply...), *Econometrica*, Vol. 32 (1964), S. 476 ff. - Derselbe, A Structural Approach to the Impact of Monetary Theory (im folgenden zitiert als: A Structural Approach...), *The Journal of Finance, Papers and Proceedings*, Vol. 19 (1964), S. 284 ff.

3 Ebenda

4 Vgl.: H. Wold und L. Juréen, Demand Analysis - A Study in Econometrics (im folgenden zitiert als: Demand Analysis...), Wiley Publications in Statistics; New York 1953, S. 14 ff. - D. Hochstätter und G. Uebe, *Ökonometrische Methoden*, Berlin/Heidelberg 1970, S. 212 ff.

5 Vgl.: E. Malinvaud, *Statistical Methods of Econometrics*, Englische Übersetzung von A. Silvey, *Studies in Mathematical and Managerial Economics*, Vol. 6, North-Holland Publishing Company, Amsterdam 1966, S. 497

6 Vgl.: P. Schönfeld, *Methoden der Ökonometrie*, Bd. II (im folgenden zitiert als: Ökonometrie II), München 1971, S. 226 ff. und 231 ff.

7 Vgl.: R. Stone, *The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom 1920 - 1938*, Vol. I, Cambridge 1954, S. 292

8 Vgl.: P. Schönfeld, *Ökonometrie II*, S. 225

funktionen bekannt, die auch im interdependenten Modell die Errechnung konsistenter Schätzungen unter recht allgemeinen Bedingungen erlauben.¹

- b) Darüber hinaus läßt sich zeigen, daß die strukturellen Parameter interdependenter Modelle u.U. nicht identifizierbar sind. In diesem Falle existiert eine konsistente Schätzfunktion überhaupt nicht.² D.h.: Ein nicht identifizierbarer struktureller Parameter kann weder mittels der OLSE noch mittels eines sonstigen Schätzverfahrens konsistent geschätzt werden.

Letzteres sei im folgenden an einem stark vereinfachten Geldmarktmodell erläutert.

11. Das Identifikationsproblem

Wir wollen eine Struktur definieren als Gesamtheit der Relationen, durch welche die (mehrdimensionale) Dichtefunktion der gemeinsam abhängigen Variablen unter der Bedingung gegebener Werte der prädeteterminierten Variablen eindeutig festgelegt wird.³ Unter einem Modell wollen wir hingegen lediglich die Spezifizierung der Form der Strukturgleichungen und evtl. der des Verteilungsgesetzes der latenten Variablen verstehen.⁴ Im Modell sind also die numerischen Werte der strukturellen Parameter unbestimmt. Wir können daher ein Modell auch als eine Klasse von Strukturen auffassen. Die Elemente der jeweiligen Klassen bezeichnen wir als zulässige Strukturen, wobei angenommen sei, daß die "wahre" Struktur, d.h. die Struktur, die die beobachtbaren Daten erzeugt, zur Menge der zulässigen

1 Vgl.: H. Theil, Principles..., S. 429 ff.

2 Vgl.: F.M. Fisher, The Identification Problem in Econometrics (im folgenden zitiert als: The Identification Problem...), New York 1966, S. 23 ff.

3 Vgl.: H. Schneeweiß, Ökonometrie, Wien/Würzburg 1971, S.260

4 Ebenda, S. 261

Strukturen gehört.¹

Jede zulässige Struktur kann durch einen Vektor oder, geometrisch gesprochen, durch einen Punkt im entsprechenden Vektorraum gekennzeichnet werden. Wir sind insbesondere interessiert an der Abschätzung der strukturellen Parameter der Geldnachfrage- bzw. -angebotsfunktion. Es gilt daher, den Parametervektor θ der "wahren" Nachfrage- bzw. Angebotsrelation möglichst genau zu lokalisieren. Dabei geht man, wie bereits erwähnt, i.d.R. folgendermaßen vor:² Man berechnet mit Hilfe der Beobachtungswertmatrix aus einer Stichprobe den Vektor $\tilde{\theta}$ einer gewissen Stichprobenfunktion, deren (durch die prädeteterminierten Variablen bedingte) Verteilung von dem Vektor θ abhängt und nimmt den Vektor $\tilde{\theta}$ als Abschätzung für den Vektor θ .

Dieser indirekte Schluß vom Stichprobenergebnis auf die Charakteristiken der zugrunde liegenden Verteilung ist jedoch u.U. problematisch. Da wir in den Elementen der Beobachtungswertmatrix nur Werte besitzen, die sämtlichen Strukturgleichungen simultan genügen, also sowohl der Geldnachfrage- als auch der Geldangebotsrelation, sind wir u.U. nicht in der Lage, zwischen verschiedenen mathematisch gleichwertigen Formen von gemeinsamen Dichtefunktionen zu unterscheiden.³ D.h. es ist möglich, daß mehrere zulässige Strukturen existieren, die die gleichen beobachtbaren Daten implizieren (beobachtungsäquivalente Strukturen). In einem solchen Fall kann man, selbst wenn der Stichprobenumfang gegen unendlich geht, allein aufgrund der beobachtbaren Daten nicht feststellen, ob der Vektor $\tilde{\theta}$ als Abschätzung für den Parametervektor θ der "wahren"

1 Bei empirischen Untersuchungen wird man kaum erwarten dürfen, daß ein Modell eine wahre Struktur enthält. Man muß sich daher notgedrungen mit einer mehr oder weniger guten Approximation zufrieden geben. - Vgl. hierzu: H. Schneeweiß, a.a.O., S. 261, Fußnote 1)

2 Vgl. M. Fisz, Wahrscheinlichkeitsrechnung und Mathematische Statistik (Hochschulbücher für Mathematik, Bd. 40), Berlin 1965, S. 383

3 Vgl.: F.M. Fisher, The Identification Problem..., S. 2

Geldnachfragerelation oder für denjenigen einer beobachtungs-äquivalenten Strukturrelation zu interpretieren ist.¹ Wir sprechen dann von einer nicht identifizierbaren Geldnachfrage-relation bzw. allgemein von einer nicht identifizierbaren Struktur.

Lineare Beziehungen unterstellt, läßt sich unter allgemeinen Bedingungen zeigen, daß im Falle einer nicht identifizierbaren Geldnachfrage sämtliche Linearkombinationen zwischen der Nachfrage- und der Angebotsrelation beobachtungsäquivalent sind.² Im Extremfall kann es daher sein, daß wir statt einer Geldnachfrage- eine Geldangebotsfunktion schätzen.

Um diese Zusammenhänge zu verdeutlichen, unterstellen wir, daß sowohl das Geldnachfrage- als auch das Geldangebotsverhalten der Wirtschaftssubjekte durch eine lineare, homogene, stochastische Funktion beschrieben werden kann, wobei die Nachfragerelation als Argumente das Volkseinkommen Y , den Zinssatz r^T für Termingelder und den Kapitalmarktzinssatz r^K enthalten möge; die Argumente der Angebotsrelation seien der Zinssatz für Termingelder r^T und der Kapitalmarktzinssatz r^K .

Kennzeichnen wir die Geldnachfrage durch den Index D und das Geldangebot durch den Index S , so können wir schreiben

$$(1) \quad M^D(t) = \beta_{1D} Y(t) + \beta_{2D} r^T(t) + \beta_{3D} r^K(t) + u_D(t)$$

$$(2) \quad M^S(t) = \beta_{1S} r^T(t) + \beta_{2S} r^K(t) + u_S(t)$$

$$(3) \quad M^D(t) = M^S(t) + w(t)$$

Die Erwartungswerte der latenten Variablen $u_D(t)$, $u_S(t)$ und $w(t)$ seien null. Weitere a priori Informationen bezüglich der latenten Variablen sind nicht erhältlich.

1 Ebenda

- 2 Vgl.: T.C. Koopmans, Identification Problems in Economic Model Construction (im folgenden zitiert als: Identification Problems...), chap. II in W.C. Hood and T.C. Koopmans, eds., Studies in Econometric Method, Inc. New York 1953 (Cowles Commission Monograph 14)

Unter Verwendung von (3) erhalten wir für (2)

$$(2a) \quad M^D(t) = \beta_{1S} r^T(t) + \beta_{2S} r^K(t) + u_S(t) - w(t)$$

An der Gültigkeit der Gleichungen (1) und (2a) ändert sich nichts, wenn wir (1) mit einer beliebigen Zahl d und (2a) mit einer beliebigen Zahl c multiplizieren

$$(2b) \quad cM^D(t) = c\beta_{1S} r^T(t) + c\beta_{2S} r^K(t) + c[u_S(t) - w(t)]$$

$$(1b) \quad dM^D(t) = d\beta_{1D} Y(t) + d\beta_{2D} r^T(t) + d\beta_{3D} r^K(t) + du_D(t)$$

Addieren wir die beiden obigen Gleichungen und lösen nach $M^D(t)$ auf, so ergibt sich

$$(4) \quad M^D(t) = \frac{c\beta_{1S} + d\beta_{2D}}{c+d} r^T(t) + \frac{c\beta_{2S} + d\beta_{3D}}{c+d} r^K(t) + \frac{d\beta_{1D}}{c+d} Y(t) + \frac{c[u_S(t) - w(t)] + du_D(t)}{c+d}$$

Sowohl (1) als auch (4) sind lineare Relationen zwischen der Variablen M^D und den Größen Y , r^T und r^K mit unbekannten Parametern und additiven latenten Variablen. Wir können daher allein aufgrund der beobachtbaren Daten nicht zwischen der "wahren" Nachfragefunktion und linearen Kombinationen der Form (4) unterscheiden. Die Geldnachfragerelation (1) ist also nicht identifizierbar.

Die Angebotsfunktion unseres Beispiels hingegen ist identifizierbar, denn sie enthält, im Gegensatz zu den Funktionen (1) und (4), nicht das Volkseinkommen Y als erklärende Variable.

A priori Informationen, z.B. die Kenntnis, daß ein gewisser Strukturparameter in bestimmten Relationen gleich null ist, gestatten eine Einengung der Klasse der zulässigen Strukturen bzw. des zulässigen Vektorraumes und ermöglichen dadurch u.U. die Identifizierung der strukturellen Parameter.¹ Ist in unserem Beispiel etwa anzunehmen, daß der Koeffizient der Zinsva-

1 Vgl.: F.M. Fisher, The Identification Problem, S.2

riablen r^T in der Nachfragefunktion gleich null ist, so folgt daraus, daß sowohl die Geldangebots- als auch die Geldnachfragerelation identifizierbar ist.

Eine allgemeine Ableitung von notwendigen und hinreichenden Bedingungen für die Identifizierbarkeit der strukturellen Parameter interdependenter Modelle überschreitet den Rahmen dieser Arbeit. Wir wollen es daher zunächst bei dieser Verdeutlichung des Identifikationsproblems bewenden lassen. Wir werden jedoch später auf die damit zusammenhängenden Fragen noch einmal zurückkommen, und zwar unter Bezugnahme speziell auf das in Teil D spezifizierte interdependente Geldmarktmodell.

22. Simultane Schätzmethoden

Die OLSE liefert im simultanen Modell nur in zwei Grenzfällen konsistente Schätzungen:

- a) Ist das Modell geradeidentifiziert, so lassen sich mittels der OLSE indirekt konsistente Schätzungen errechnen, indem man zunächst die OLSE für die Matrix der Koeffizienten der reduzierten Form berechnet und diese anschließend in die Matrix der Koeffizienten der strukturellen Form überführt.¹ Da das Modell ex definitione geradeidentifiziert ist, ist die Berechnung der Koeffizienten der strukturellen Form aus denjenigen der reduzierten Form mit Wahrscheinlichkeit Eins möglich.

Das oben beschriebene Verfahren ist in der Literatur unter der Bezeichnung "Indirect Least Squares Estimation" (ILSE) bekannt geworden. Die ILSE versagt jedoch, wenn das Modell überidentifiziert ist; denn dann existieren mehr (linear unabhängige) Gleichungen als unbekannte strukturelle Parameter. Folglich ist in diesen Fällen eine eindeutige Ableitung der Parameter der strukturellen Form aus denjenigen der reduzierten Form nicht möglich.

¹ Vgl.: J. Johnston, a.a.O., S. 253

b) Ist das Modell rekursiv, so lassen sich mit Hilfe der OLSE unmittelbar konsistente Schätzungen berechnen.¹ Dabei versteht man unter einem rekursiven Modell ein System von strukturellen Gleichungen mit

- (1) einer triangulären Matrix der Koeffizienten der gemeinsam abhängigen Variablen und
- (2) einer diagonalen kontemporären Varianz-Kovarianzmatrix der latenten Variablen.

In diesen beiden Punkten unterscheidet sich das rekursive Modell vom interdependenten Modell: In letzterem ist die Koeffizientenmatrix der gemeinsam abhängigen Variablen nicht triangulär und/oder die kontemporäre Varianz-Kovarianzmatrix der latenten Variablen nicht diagonal.

Der Grund für die Konsistenz der OLSE im rekursiven Modell ist darin zu sehen, daß hier die Kausalrichtung der Beziehungen einseitig ist. Im interdependenten Modell hingegen bestehen wechselseitige Kausalbeziehungen.

Der Begriff des rekursiven Modells ist eng mit dem Namen Herman Wold² verbunden. Wold vertrat, zumindest einige Jahre, die Auffassung, daß eine sinnvolle Spezifizierung ökonometrischer Modelle notwendig zu rekursiven Systemen führt. Begründet wurde diese Auffassung vornehmlich mit dem Hinweis darauf, daß Wirtschaftssubjekte auf Datenänderungen i.d.R. mit gewissen time-lags reagieren. Ob diese sicherlich nicht zu bestreitende Tatsache es jedoch rechtfertigt, bei ökonometrischen Untersuchungen ein rekursives Modell zu unterstellen, erscheint fraglich. Dies sei im folgenden begründet.

Wir unterstellen, die Geldnachfrage $M(t)$ lasse sich als lineare Funktion des um eine Zeiteinheit verzögerten Zins-

1 Vgl.: H. Theil, Principles..., S. 460 f.

2 Vgl.: H. Wold, Causality and Econometrics, Econometrica, Vol. 22 (1954), S. 162 ff.

niveaus $r(t-1)$ und das Geldangebot $M(t)$ als lineare Funktion des laufenden Zinsniveaus $r(t)$ darstellen. Dabei repräsentiere t die theoretisch angemessene Zeiteinheit. Diese sei bspw. 14 Tage.

$$\beta_0 + \beta_1 r(t-1) + M(t) = u_1(t)$$

$$\beta'_0 + M(t) + \beta'_1 r(t) = u_2(t)$$

Wenn wir zusätzlich noch unterstellen, daß $u_1(t)$ und $u_2(t)$ kontemporär nicht korreliert sind, so handelt es sich bei obigem Gleichungssystem um ein rekursives System.

Wir hatten als theoretisch angemessene Zeiteinheit eine Spanne von 14 Tagen angenommen. Ökonomische Daten stehen aber nicht für beliebig kleine Zeitspannen zur Verfügung. Es ist daher durchaus möglich, daß 14 Tage-Daten nicht erhältlich sind. Wir müssen uns dann Notgedrungen bspw. mit Monatsdaten behelfen. Die verwendeten Daten haben dann etwa folgende Struktur

$$\begin{aligned} & [M(t)+M(t+1)], \quad [M(t+2)+M(t+3)], \quad \dots \\ & 1/2[r(t)+r(t+1)], 1/2[r(t+2)+r(t+3)], \quad \dots \end{aligned}$$

Aus der eingangs spezifizierten Geldnachfragerelation wird ersichtlich, daß die über die Zeit aggregierte Geldnachfrage $[M(t)+M(t+1)]$ nicht mehr unabhängig ist vom laufenden Zinsniveau $r(t)$, so daß die Koeffizientenmatrix der gemeinsam abhängigen Variablen bei Verwendung von Monatsdaten selbst dann nicht mehr triangulär ist, wenn sie es bei Verwendung von 14 Tage-Daten ist. Zusammenfassend ist daher festzustellen:

Bei Verwendung von über die Zeit aggregierten Variablen ist meist mit interdependenten Beziehungen zwischen den strukturellen Relationen eines ökonometrischen Modells zu rechnen.¹ Dieser Umstand sowie die unrealistische Annahme, daß die latenten Variablen kontemporär nicht korreliert sind, legen

¹ Vgl.: H. Theil, Principles..., S. 462

die Vermutung nahe, daß dem rekursiven Modell im Rahmen ökonometrischer Untersuchungen keine große Bedeutung beizumessen ist. Wir wollen uns daher im folgenden mit der Parameterschätzung im überidentifizierten interdependenten Modell befassen.

Die wichtigsten für überidentifizierte interdependente Modelle entwickelten Schätzverfahren sind unter folgenden Bezeichnungen bekannt geworden:

- a) Full-Information-Nondiagonal-Maximum-Likelihood-Method (FIMLE)¹
- b) Limited-Information-Single-Equation-Maximum-Likelihood-Method (LISEE)²
- c) Three-Stage-Least-Squares-Method (3SLSE)³
- d) Two-Stage-Least-Squares-Method (2SLSE)⁴

Die FIMLE und die 3SLSE unterscheiden sich von den beiden anderen Verfahren dadurch, daß sie sämtliche Restriktionen des Modells berücksichtigen (full information methods). Demgegenüber verwenden die LISEE und die 2SLSE nur diejenigen Restriktionen, die der zu schätzenden Relation auferlegt sind (limited information methods).⁵

-
- 1 Vgl.: H. Chernoff und N. Divinsky, The Computation of Maximum-Likelihood Estimates of Linear Structural Equations, In: Studies in Econometric Method, Eds.: W.C. Hood and T.C. Koopmans (Cowls Commission, Monograph No. 14), New York 1953, S. 236 ff.
 - 2 Vgl.: T.W. Anderson und H. Rubin, Estimation of the Parameters of a Single Equation in a Complete System of Stochastic Equations, The Annals of Mathematical Statistic, Vol. 20 (1949), S. 46 ff.
 - 3 Vgl.: A. Zellner und H. Theil, Three-Stage-Least Squares: Simultaneous Estimation of Simultaneous Equations, Econometrica, Vol. 30 (1962), S. 54 ff.
 - 4 Vgl.: H. Theil/u.a., Applied Economic Forecasting, Studies in Mathematical and Managerial Economics, Vol. 4 (im folgenden zitiert als: Forecasting...), Amsterdam 1966, S. 225 ff.
 - 5 Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie II, S. 239

Gemeinsam ist den obigen Verfahren, daß sie im interdependenten Modell unter recht allgemeinen Bedingungen konsistente und asymptotisch normalverteilte Schätzungen liefern. Die beiden Maximum-Likelihood Methoden sind darüber hinaus asymptotisch effizient,¹ wobei die asymptotische Effizienz der LISEE jedoch nur im Vergleich zu anderen Schätzungen gilt, die nicht mehr a priori Informationen verwenden.²

Die simultanen Schätzverfahren weisen also durchaus wünschenswerte Schätzeigenschaften auf. Allerdings handelt es sich dabei um asymptotische Eigenschaften. Letztere sind jedoch, wie Johnston schreibt,³ "cold comfort" für den Ökonometriker, der i.d.R. mit relativ kleinen Stichprobenumfängen arbeiten muß. Die "small sample properties" der simultanen Schätzverfahren aber sind weitgehend unbekannt. Es wird vermutet, daß eine aufgrund der Güte ihrer asymptotischen Eigenschaften aufgestellte Rangfolge verschiedener Schätzfunktionen nicht auf kleine Stichproben übertragen werden kann;⁴ insbesondere erscheint es nicht zulässig anzunehmen, daß eine Schätzfunktion mit der kleinsten asymptotischen Varianz auch bei endlichen Stichprobenumfängen noch die kleinste Varianz besitzt.⁵ "We do not know, from the mathematical theorems about these asymptotic properties, much about how the estimates will behave when the sample size is 20, or 30, or 100, or even several thousand... So far, theoretical attacks on this problem using

1 Vgl.: T.W. Anderson und H. Rubin, The Asymptotic Properties of Estimates of the Parameters in a Complete System of Stochastic Equations, The Annals of Mathematical Statistic, Vol. 21 (1950), S. 570 ff.

2 Vgl.: J. Johnston, a.a.O., S. 275

3 Ebenda

4 Vgl.: H. Seibt, Schätzung und Prognose bei simultanen Gleichungsmodellen, Eine Monte Carlo-Untersuchung, Göttingen 1968

5 Vgl.: R.L. Basman, A Note on the Exact Finite Sample Frequency Functions of Generalized Classical Linear Estimators in Two Leading Overidentified Cases, Journal of the American Statistical Association, Vol. 56 (1961), S. 619

mathematical statistics have not been very successful."¹ Man hat deshalb versucht, mit Hilfe von Monte Carlo-Untersuchungen nähere Erkenntnisse über die "small sample properties" der simultanen Schätzverfahren zu gewinnen.² Zwar sind die bisherigen Ergebnisse, wie Christ feststellt,³ wenig aussagefähig, es deutet jedoch einiges darauf hin, daß⁴

- a) die OLS-Schätzungen im interdependenten Modell zwar verzerrt sind, aber eine verhältnismäßig kleine Varianz aufweisen, während die simultanen Schätzverfahren kaum verzerrte Schätzungen liefern, dafür aber verhältnismäßig große Varianzen besitzen, und daß
- b) die simultanen Schätzverfahren sehr sensitiv reagieren in bezug auf Fehlspezifikationen. Dies gilt insbesondere für die full information-Methoden, da sie mehr a priori Informationen verwenden als die limited information-Methoden.

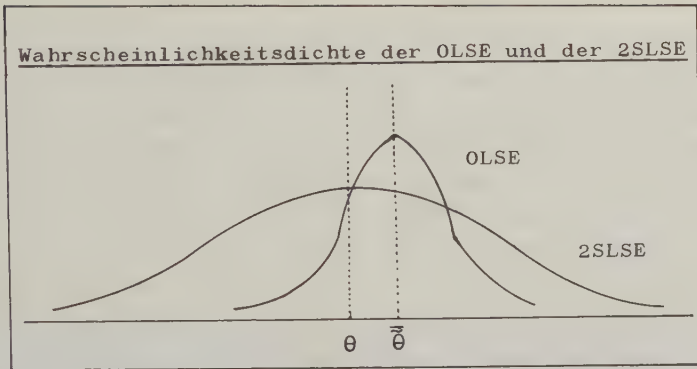
Zusammenfassend wird man sagen können, daß eine eindeutige Aussage, ob bzw. unter welchen Voraussetzungen die simultanen Schätzverfahren den gewöhnlichen Kleinste-Quadrate-Schätzungen vorzuziehen sind, gegenwärtig nicht möglich ist. Es ist durchaus denkbar, daß eine (leicht) verzerrte Kleinste-Quadrate-Schätzung mit relativ kleiner Varianz einer asymptotisch unverzerrten 2SLS-Schätzung mit relativ großer Varianz vorzuziehen ist. Diese Zusammenhänge sind in der folgenden Abbildung verdeutlicht.

1 C.F. Christ, Simultaneous Equation: Any Verdict Yet (im folgenden zitiert als: Simultaneous Equation...), *Econometrica*, Vol. 28 (1960), S. 883

2 Vgl.: A.L. Nagar, Statistical Estimation of Simultaneous Economic Relationships, Diss., Rotterdam 1959 - Derselbe, A Monte Carlo Study of Alternative Simultaneous Equation Estimators, *Econometrica*, Vol. 28 (1960), S. 573 ff. - W.A. Weiswanger and T.A. Yancey, Parameter Estimates and Autonomous Growth, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 54 (1959), S. 389 ff. - H. Seibt, a.a.O. - R. Summers, A Capital-Intensive Approach to the Small Sample Properties of Various Simultaneous Equation Estimators, *Econometrica*, Vol. 33 (1965), S. 1 ff.

3 C.F. Christ, *Simultaneous Equations...*, S. 845

4 Vgl.: H. Seibt, a.a.O., S. 26



Dabei bezeichnet θ den zu schätzenden Parameter der Grundgesamtheit und $\bar{\theta}$ den Erwartungswert der OLS-Schätzung.

Ein Geldmarktmodell wird selten a priori in seiner endgültigen Gestalt vorliegen. Insbesondere die Spezifikation der lag-Struktur wird i.a.R. erst unter Berücksichtigung der statistischen Ergebnisse vorgenommen.¹ Es gilt folglich, für jede Strukturgleichung alternative Hypothesen statistisch zu überprüfen, um aufgrund dieser Ergebnisse die endgültige Modellspezifikation vornehmen zu können. Für diese Voruntersuchungen sind die simultanen Schätzverfahren wenig geeignet, da sie ein hohes Maß an a priori Informationen erfordern und außerdem mit relativ großem Rechenaufwand verbunden sind. Wir werden daher zunächst alternativ spezifizierte Strukturgleichungen mit Hilfe der OLSE schätzen, um Anhaltspunkte für eine sinnvolle Spezifikation des Modells zu gewinnen, das wir dann später mit Hilfe der 2SLSE simultan schätzen wollen.²

Dabei ist uns durchaus bewußt, daß eine Vorauswahl auf der

¹ Vgl.: G. Hansen, Ein ökonometrisches Modell für die Bundesrepublik 1951 - 1964, Versuch einer Erklärung von Wachstum und Konjunktur, Göttingen 1967, S. 56

² Die 2SLSE wurde verwendet, um den Rechenaufwand in vertretbaren Grenzen zu halten; denn insbesondere die full-information-Methoden beanspruchen u.U. erhebliche Rechenzeiten.

Grundlage von OLS-Schätzungen nicht unproblematisch ist:¹

Bei Parameter-Schätzungen mit Hilfe der OLSE erfolgt die Auswahl zwischen alternativen Hypothesen i.d.R. nach der größten a posteriori-Wahrscheinlichkeit, d.h. aufgrund der Varianz V der OLS-Schätzwerte $\tilde{\theta}$ um ihren gemeinsamen Mittelwert $\bar{\theta}$.²

$$V = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [\tilde{\theta}(t) - \bar{\theta}]^2$$

Das Kriterium der Effizienz ist, wie oben erläutert, nur in bezug auf (asymptotisch) erwartungstreue Schätzfunktionen definiert. Ist die Prämisse der (asymptotischen) Erwartungstreue verletzt, so ist für die Güte alternativer Hypothesen aber weniger die Varianz der Schätzwerte um ihren gemeinsamen Mittelwert entscheidend, als vielmehr der sog. "mean-square-error" (MSE), d.i. die Varianz der Schätzwerte $\tilde{\theta}$ um den "wahren" Wert θ der Grundgesamtheit.³

$$MSE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [\tilde{\theta}(t) - \theta]^2$$

Wie man leicht sieht, ist der MSE gleich der Varianz V zuzüglich der quadrierten Verzerrung (bias) der Schätzung.⁴

$$MSE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [\tilde{\theta}(t) - \bar{\theta}]^2 + (\bar{\theta} - \theta)^2$$

Bei konsistenten Schätzverfahren verschwindet der bias $(\theta - \bar{\theta})$ für $T \rightarrow \infty$. Folglich kann der MSE einer (inkonsistenten) OLS-Schätzung für $T \rightarrow \infty$ nur dann kleiner oder gleich demjenigen konsistenter Schätzmethoden sein, wenn die Varianz der OLS-Schätzungen um ihren gemeinsamen Mittelwert mindestens um das

1 Vgl.: G. Hansen, a.a.O., S. 56 ff.

2 Vgl.: J. Johnston, a.a.O., S. 276 f.

3 Ebenda

4 Ebenda

Quadrat der Verzerrung ($\bar{\theta} - \theta$) kleiner ist als die Varianz der konsistenten Schätzungen.¹ D.h. für große Stichproben liefert eine Auswahl zwischen alternativen Hypothesen nach den a posteriori-Wahrscheinlichkeiten der OLS-Methode nur dann die gleichen Ergebnisse wie konsistente Schätzmethoden, wenn die Varianz V der OLS-Schätzungen $\bar{\theta}$ um ihren gemeinsamen Mittelwert $\bar{\theta}$ mindestens um das Quadrat der Verzerrung ($\bar{\theta} - \theta$) kleiner ist als die Varianz konsistenter Schätzverfahren.²

Diese Aussage gilt jedoch nur für große Stichproben, strenggenommen nur für $T \rightarrow \infty$. Denn für endliche Stichprobenumfänge sind auch die (konsistenten) simultanen Schätzverfahren nicht erwartungstreu, so daß es zusätzlich noch auf die Relation zwischen der Verzerrung der OLS-Schätzungen und derjenigen der simultanen Schätzverfahren ankommt.

Eine allgemeine Lösung der Frage, ob bzw. wann eine Vorauswahl nach den a posteriori-Wahrscheinlichkeiten der OLS-Methode zu falschen Modell-Spezifikationen führt, liegt z.Zt. nicht vor. Die Monte-Carlo-Studien von Summers deuten jedoch darauf hin, daß Modell-Spezifikationen auf der Grundlage der a posteriori-Wahrscheinlichkeiten von OLS-Schätzungen mit einer gewissen Vorsicht zu handhaben sind. Summers kommt zu folgenden Ergebnissen:³

- a) Ist das Modell korrekt spezifiziert, so ist der MSE der OLS-Schätzungen insgesamt größer als derjenige der (konsistenten) simultanen Schätzverfahren.
- b) Enthält das Modell einen Spezifikationsfehler, so wird der MSE der FIML-Methode am größten; die MSE der übrigen Schätzverfahren unterscheiden sich nur wenig.

1 Ebenda

2 Vgl.: G. Hansen, a.a.O., S. 57

3 Vgl.: R. Summers, a.a.O., S. 28 f. - J. Johnston, a.a.O., S. 280 f. - G. Hansen, a.a.O., S. 58

Berücksichtigt man jedoch, daß die simultanen Schätzverfahren

a) ein relativ hohes Maß an a priori Informationen erfordern
und

b) u.U. erhebliche Rechenzeiten beanspruchen,

so erscheint - trotz der oben angeführten Einwände - eine Vor-
untersuchung und Vorauswahl mit Hilfe der OLS-Methode als ein-
zig mögliches Verfahren.¹

Da es z.Zt. nicht eindeutig geklärt ist, ob bzw. wann die si-
multanen Schätzmethoden bei gegebenem endlichen Stichproben-
umfang den OLS-Schätzungen überlegen sind, wollen wir den ge-
wöhnlichen Kleinst-Quadrate-Schätzungen darüber hinaus je-
doch auch eine eigenständige Bedeutung beimessen.²

1 Vgl.: G. Hansen, a.a.O., S. 59

2 Vgl.: H. Seibt, a.a.O., S. 26

3. Die Messung der saisonalen Einflüsse

Unseren Parameterschätzungen liegen Zeitreihen der Variablen auf Quartalsbasis zugrunde. Für die Verwendung von Quartalswerten spricht vor allem die Möglichkeit einer Erfassung der kurzfristigen Veränderungen des Geldvolumens sowie einer genaueren Bestimmung der lag-Struktur. Nachteilig wirkt sich hingegen aus, daß die meisten ökonomischen Variablen stärkere saisonale Schwankungen aufweisen. Da nicht anzunehmen ist, daß die saisonalen Veränderungen des Geldvolumens durch diejenigen der im Modell explizit enthaltenen erklärenden Variablen vollständig erfaßt werden, stellt sich die Frage nach der Möglichkeit ihrer Eliminierung.

Die herkömmlichen Verfahren der Saisonausschaltung, wie bspw. gleitende Durchschnitte oder jährliche Differenzen, werfen i.a. schätztechnische Probleme auf,¹ da

- a) eine wiederholte Durchschnittsbildung zu u.U. erheblichen Informationsverlusten führt,
- b) eine genaue Bestimmung der verbleibenden Freiheitsgrade schwierig ist und
- c) die latenten Variablen der geglätteten Reihe selbst dann autokorreliert sind, wenn diejenigen der ursprünglichen Reihe nicht autokorreliert sind (Slutzky-Yule-Effekt).²

Die der Untersuchung zugrunde liegenden Zeitreihen weisen z.T. eine ausgeprägte Trendkomponente auf. Folglich ist die Wahrscheinlichkeit für die Existenz von autokorrelierten latenten Variablen verhältnismäßig groß. Um die Autokorrelation nicht noch zusätzlich zu vergrößern, werden wir das folgende Saisonbereinigungsverfahren verwenden:

1 Vgl.: A. Wald, Berechnung und Ausschaltung von Saisonschwankungen (Beiträge zur Konjunkturforschung No. 9), Wien 1936 - H. Lauenstein, Statistische Probleme bei Saisonschwankungen (Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung Bd. 32), Meisenheim am Glan 1969

2 Vgl.: M.J. Baily, National Income and the Price Level, New York 1962, S. 234 ff.

Ausgangspunkt ist das klassische Eingleichungs-Regressionsmodell

$$(5) \quad \underline{y} = \underline{X}\underline{\beta} + \underline{u}$$

Dabei bezeichnet $\underline{y}$ den Vektor der endogenen Variablen, $\underline{X}$ die Matrix der exogenen Variablen, $\underline{\beta}$ den entsprechenden Koeffizientenvektor und $\underline{u}$ den Vektor der latenten Variablen.

Wir interpretieren $\underline{y}$ und $\underline{X}$ in Gleichung (5) als endliche Realisationen der stochastischen Prozesse¹

$$\{y(t) ; t \in Q\} \quad \text{und} \quad \{x_k(t) ; t \in Q ; k=1,2,\dots,K\}$$

und spalten die Mittelwertfunktionen von $\underline{y}$ und $\underline{X}$ in eine saisonale Komponente $\underline{S}$ und eine nichtsaisonale Komponente $\underline{N}$. Dann können wir schreiben²

$$\underline{y} = \underline{N}\underline{g} + \underline{S}\underline{d} + \underline{u}$$

$$\underline{X} = \underline{N}\underline{G} + \underline{S}\underline{D} + \underline{u}_*$$

Dabei bezeichnen $\underline{g}$, $\underline{d}$, $\underline{G}$ und $\underline{D}$ die jeweiligen Koeffizientenvektoren bzw. -matrizen.

Als saisonbereinigte Werte $\underline{y}^S$ und $\underline{X}^S$ erhält man

$$\underline{y}^S = \underline{y} - \underline{S}\underline{d}$$

$$\underline{X}^S = \underline{X} - \underline{S}\underline{D}$$

Unter Verwendung dieser Beziehungen können wir für (5) schreiben

$$\underline{y} = \underline{X}\underline{\beta} + \underline{S}(\underline{d} - \underline{D}\underline{\beta}) + \underline{u}$$

Sind $\underline{u}$ und $\underline{u}_*$ orthogonal,³ so ist offensichtlich die OLSE für

1 Dabei steht ϵ für "Element von ..."

2 Vgl.: D.W. Jorgenson, Seasonal Adjustment of Data for Econometric Analysis, Journal of the American Statistical Association, Vol. 62 (1967), S. 137 ff.

3 Diese Annahme liegt fast allen Regressionsmodellen zugrunde - Vgl. hierzu: P. Schönfeld, Ökonometrie II, S. 15 f.

den Parametervektor $\begin{bmatrix} \underline{\beta}! \\ \underline{\beta}_*! \end{bmatrix}$ des folgenden Modells unter allgemeinen Bedingungen eine BLUE¹

$$\underline{y} = \begin{bmatrix} \underline{X}! & \underline{X}_* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \underline{\beta}! \\ \underline{\beta}_* \end{bmatrix} + \underline{u}$$

Dabei bezeichnet $\underline{X}_*$ die Matrix der Saisonvariablen und $\underline{\beta}_*$ den entsprechenden Koeffizientenvektor.

Ein derartiger Ansatz ordnet die Saisonvariablen nicht bestimmten Regressoren zu, sondern jeweils der ganzen Strukturrelation. Die Elemente der Matrix $\underline{X}_*$ repräsentieren also eine Saisonfigur, die als Saldo der saisonalen Einflüsse sämtlicher in der betrachteten Strukturrelation enthaltenen Variablen zu interpretieren ist.

Definieren wir²

$$\underline{P}_* = \left[\underline{I} - \underline{X}_* (\underline{X}_*! \underline{X}_*)^{-1} \underline{X}_*! \right]$$

so sieht man unmittelbar, daß sich die Saisonkomponente mit Hilfe der Adjustierungsmatrix $\underline{P}_*$ theoretisch vollkommen eliminieren läßt:

$$\begin{aligned} \underline{P}_* \underline{X}_* \underline{\beta}_* &= \left[\underline{I} - \underline{X}_* (\underline{X}_*! \underline{X}_*)^{-1} \underline{X}_*! \right] \underline{X}_* \underline{\beta}_* \\ &= \underline{X}_* \underline{\beta}_* - \underline{X}_* \underline{\beta}_* \end{aligned}$$

$$\underline{P}_* \underline{X}_* \underline{\beta}_* = \underline{0}$$

Bei empirischen Untersuchungen bereitet jedoch die Bestimmung der Saisonfigur i.d.R. erhebliche Schwierigkeiten.

Wir unterstellen im folgenden eine konstante Saisonfigur, d.h. wir nehmen an, daß die Beziehung zwischen $\underline{y}$ und $\underline{X}$ von Quartal zu Quartal Parallelverschiebungen unterliegt.³ Dann ist $\underline{X}_*$ eine Matrix von (0-1)-Variablen. Dabei ist jedoch folgendes zu beachten:

1 Vgl.: R. Frisch and F.V. Waugh, Partial Time Regressions as Compared with Individual Trends, Econometrica Vol. 1 (1933), S. 387 ff.

2 Dabei kennzeichnet das Symbol $\underline{I}$ die Einheitsmatrix

Der Untersuchung liegen inhomogene Relationen zugrunde, d.h. die Matrix $\underline{X}$ enthält eine Spalte, deren Elemente alle gleich Eins sind. Folglich würde die Einführung einer (0-1)-Variablen für jedes Quartal dazu führen, daß die Matrix $\begin{bmatrix} \underline{X} & \underline{X}_4 \end{bmatrix}$ singulär wird und die strukturellen Parameter folglich nicht identifizierbar sind.¹ Aus diesem Grunde führen wir nur für die ersten drei Quartale Saisonvariable S_1 , S_2 und S_3 ein. Dadurch wird die Beziehung zwischen $\underline{y}$ und $\underline{X}$ praktisch auf das vierte Quartal eines Jahres normiert.

3 Wir schließen uns hier der in der Literatur üblichen Vorgehensweise an. - Vgl. z.B.: H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit... - U. Westphal, a.a.O. - Eine andere Möglichkeit wäre, mit Saisonindizes zu arbeiten, indem man bspw. einen Ansatz der Form

$$M(t) = \beta_0 + \beta_1 S_1 Y(t) + \beta_2 S_2 Y(t) + \beta_3 S_3 Y(t) + \dots$$

wählt. Dabei bezeichnet $M(t)$ die Geldmenge, $Y(t)$ das Volkseinkommen, S_1 , S_2 und S_3 (0-1)-Saisonvariable sowie β Regressionskoeffizienten.³

1 Vgl. z.B.: H. Schneeweiß, a.a.O., S. 66

4. Das Aggregationsproblem

Die Grundlage der heute bekannten Geldangebots- und Geldnachfragetheorien ist in aller Regel mikrotheoretischer Natur. D.h. es werden axiomatisch definierte Annahmen über Veränderungen der individuellen Geldnachfrage bzw. des individuellen Geldangebots mikroökonomischer Einheiten bei Variation von bestimmten Variablen gemacht.¹

Bei der praktischen Anwendung bzw. empirischen Überprüfung dieser Theorien wird jedoch fast ausschließlich mit Aggregaten, d.h. mit Verhaltensweisen von makroökonomischen Einheiten gearbeitet, da die explizite Berücksichtigung der unzähligen Mikro-Relationen zu nicht operationalen Ansätzen führt. Dabei wird i.a. folgendermaßen vorgegangen:²

- a) Als Aggregate werden die Summen bzw. Durchschnittswerte der mikroökonomischen Variablen definiert.
- b) Es wird unterstellt, daß von einem funktionalen Zusammenhang zwischen den Mikro-Variablen auf einen gleichartigen funktionalen Zusammenhang zwischen den Makro-Variablen geschlossen werden kann.

Die Definition der Aggregate als Summen bzw. Durchschnittswerte der Mikro-Variablen ist eine Zweckmäßigskeitsfrage. Hingegen ist die Annahme, daß von einem funktionalen Zusammenhang zwischen den Mikro-Variablen auf einen gleichartigen funktionalen Zusammenhang zwischen den Makro-Variablen geschlossen werden kann, logisch nicht haltbar, "...because it is not always true that a certain sum (hier die aggregierte Geldnachfrage bzw. das aggregierte Geldangebot) is a function of other sums (hier der aggregierten Determinanten von Geld-

¹ Vgl. z.B.: M. Friedman, The Optimum Quantity of Money and other Essays (im folgenden zitiert als: The Optimum Quantity...), Chicago 1969, S. 60 ff.

² Ebenda

nachfrage bzw. -angebot) as soon as the constituents of the former sum are functions of the constituents of the latter."¹ Dennoch liegt diese Annahme implizit oder explizit fast allen geldtheoretischen Untersuchungen zugrunde. Als Beispiel könnte man die Geldnachfragetheorie von M. Friedman anführen, die expressis verbis von dieser Annahme ausgeht.²

Eine der wenigen geldtheoretischen Arbeiten, die das Aggregationsproblem explizit berücksichtigen, ist die Geldangebotstheorie von K. Brunner.³ Eine praktikable Lösungsmöglichkeit wird jedoch auch von Brunner nicht aufgezeigt; denn die (willkürliche) Annahme, daß die mikroökonomischen Expansionskoeffizienten für sämtliche Geschäftsbanken gleich groß sind, beseitigt die speziellen mit der Aggregation verbundenen Schwierigkeiten.⁴

Eine operationale Lösung des Aggregationsproblems liegt z.Zt. nicht vor. Das dürfte u.a. daran liegen, daß sich dem Versuch, exakte makroökonomische Relationen zu ermitteln, erhebliche praktische und theoretische Schwierigkeiten entgegenstellen:

- a) Die mikroökonomischen Geldnachfrage- bzw. -angebotsfunktionen sind i.a.R. unbekannt.
- b) Selbst bei gegebenen mikroökonomischen Relationen und gegebener Form der Aggregation ist die Bestimmung von exakten Makro-Relationen in vielen Fällen nicht möglich.⁵ So

1 H. Theil, The Aggregation Implications of Identifiable Structural Makrorelations (im folgenden zitiert als: The Aggregation Implications...), *Econometrica*, Vol. 27 (1959), S. 14

2 Vgl.: M. Friedman, The Optimum Quantity...

3 Vgl.: K. Brunner, A Schema for the Supply Theory of Money (im folgenden zitiert als: Supply Theory...), *International Economic Review*, Vol. 2 (1961), S. 79 ff.

4 Vgl.: H. Theil, Linear Aggregation of Economic Relations (im folgenden zitiert als: Linear Aggregation...) Amsterdam 1954, S. 31 f. - Vgl. auch die entsprechenden Ausführungen bei der Diskussion von "Modell II" in Teil C.

5 Vgl.: K. May, Technological Change and Aggregation, *Econometrica*, Vol. 15 (1947), S. 51 ff.

hat z.B. A. Nataf gezeigt,¹ daß eine exakte makroökonomische Produktionsfunktion durch Aggregation von mikroökonomischen Produktionsfunktionen nur bestimmbar ist, wenn letztere ganz bestimmten (im wesentlichen linearen) Bedingungen genügen.

Ungeachtet dieser Schwierigkeiten kann man jedoch versuchen, die makroökonomischen Geldnachfrage- bzw. -angebotsrelationen statistisch zu schätzen. Die Anwendung statistischer Schätzverfahren auf makroökonomische Relationen ist jedoch nicht unproblematisch. Wir werden auf die damit zusammenhängenden Fragen im Anhang I näher eingehen, und zwar speziell unter Bezugnahme auf OLS- und 2SLS-Schätzungen. Hier seien - ohne Beweis - lediglich die wichtigsten Ergebnisse zusammengefaßt:

Es läßt sich zeigen, daß die OLS- und 2SLS-Schätzungen der Koeffizienten der Makro-Variablen grundsätzlich "verzerrt" sind (Aggregations-bias), sofern²

- a) die Makro-Variablen - wie allgemein üblich - als Summen bzw. Durchschnittswerte der Mikro-Variablen definiert werden und
- b) die numerischen Werte der jeweils entsprechenden Mikro-Koeffizienten zumindest teilweise unterschiedlich sind.

Die Bestimmungsfaktoren des Aggregations-bias sind generell³

a) Sämtliche erklärenden Mikro-Variablen

D.h. selbst wenn die Parameter der mikroökonomischen Geldnachfragefunktionen alle konstant bleiben, können sich die Parameter der makroökonomischen Relation ändern, weil sich bspw. die numerischen Werte der Mikro-Variablen (z.B. die individuellen Einkommen) teilweise geändert haben.

1 Vgl.: A. Nataf, Sur la possibilité de construction de certaine macromodeles, Econometrica, Vol. 16 (1948), S. 232 ff.

2 Vgl.: H. Theil, Linear Aggregation, a.a.O.

3 Ebenda

b) Sämtliche Mikro-Parameter

D.h. selbst wenn bspw. die Mikro-Parameter, die den Einfluß des Einkommens der jeweiligen mikroökonomischen Einheiten auf ihre individuelle Geldnachfrage beschreiben, alle konstant bleiben, kann sich der Makro-Parameter, der den Einfluß des Volkseinkommens auf die makroökonomische Geldnachfrage beschreibt, ändern, weil sich etwa teilweise die Mikro-Parameter geändert haben, die den Einfluß des jeweiligen Vermögens ("wealth") der mikroökonomischen Einheiten auf ihre individuelle Geldnachfrage beschreiben.

Diese Umstände legen die Vermutung nahe, daß

- a) die OLS- sowie 2SLS-Schätzungen der Makro-Parameter der Geldnachfrage- und -angebotsrelationen "verzerrt" sind und folglich
- b) die makroökonomische Struktur relativ instabil ist.

Natürlich kann es bei empirischen Untersuchungen vorkommen, daß die Bestimmungsfaktoren des Aggregations-bias konstant bleiben, und/oder daß sich die von ihnen ausgehenden Einflüsse im wesentlichen saldieren. Sicher ist dies jedoch keineswegs.

Wie bereits erwähnt, liegt eine operationale Lösung des Aggregationsproblems z.Zt. nicht vor. Wir sehen uns daher gezwungen, die mit der Aggregation zusammenhängenden Einflüsse zu vernachlässigen. Es bleibt nur zu hoffen, daß der Aggregations-bias und damit verbunden die Instabilität der Makro-Parameter im Zeitablauf nicht allzu groß wird.

5. Das Autokorrelationsproblem

Bekanntlich lassen sich zwischen den Variablen eines Regressionsmodells i.a.R. keine deterministischen Beziehungen aufstellen.¹ Dieser Umstand bedingt die Einführung der latenten Variablen (error term). Im folgenden seien beispielhaft einige Gründe für die Einführung dieser stochastischen "Störkomponente" genannt:

- a) Das Modell enthält eine "falsche" erklärende Variable.²
- b) Die angenommene Form der funktionalen Abhängigkeit zwischen den Variablen trifft nicht zu.³
- c) Es sind nicht alle erklärenden Variablen in das Modell aufgenommen.⁴
- d) Es liegen Beobachtungsfehler vor.⁵
- e) Das menschliche Verhalten, welches durch das Modell beschrieben werden soll, unterliegt Schwankungen.⁶

Die herkömmlichen Schätzverfahren für die Parameter eines vorgelegten Regressionsmodells gehen von der Annahme aus, daß die latenten Variablen nicht autokorreliert sind. Empirische Untersuchungen haben jedoch gezeigt, daß diese Annahme im Bereich der Ökonometrie häufig nicht gerechtfertigt ist.⁷ Die latenten Variablen weisen gerade bei Zeitreihenanalysen vielfach eine hohe positive Autokorrelation auf.⁸

1 Vgl.: J. Johnston, a.a.O., S. 5

2 Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie I, S. 76

3 Vgl.: D. Hochstädter und G. Uebe, a.a.O., S. 22

4 Vgl.: J. Johnston, a.a.O., S. 6

5 Ebenda, S. 7

6 Vgl.: D. Hochstädter und G. Uebe, a.a.O., S. 22

7 Vgl.: G.U. Yule, Why do we sometimes get nonsense-correlations between time-series? - A study in sampling and the nature of time-series, Journal of the Royal Statistical Society, Vol. 89 (1926), S. 1 ff.

8 Vgl.: C. Cochran und G. Orcutt, Application of Least Squares Regression to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms, Journal of the American Statistical Association, Vol. 44 (1949), S. 32 ff.

Dieser Umstand kann - insbesondere bei Modellen, die zeitverzögerte endogene Variable enthalten - unangenehme Konsequenzen für die Qualität der berechneten Schätzungen haben. Bevor wir uns den damit zusammenhängenden Fragen zuwenden, sei jedoch zunächst an einigen Beispielen gezeigt, daß die Existenz von autokorrelierten latenten Variablen gerade bei Regressionen aus dem Bereich von Geldangebot und Geldnachfrage relativ wahrscheinlich ist.¹

a) Das Modell enthält eine "falsche" erklärende Variable

Wir nehmen an, die t -te Beobachtung ($t=1,2,\dots,T$) der korrekt spezifizierten Geldnachfragefunktion werde gegeben durch

$$(6) \quad M(t) = \beta_0 + \beta_1 Y(t) + \beta_2 r(t) + u(t)$$

Dabei bezeichnen

- $M(t)$ die nachgefragte Geldmenge im Zeitpunkt t
- $Y(t)$ das Volkseinkommen im Zeitpunkt t
- $r(t)$ den Kapitalmarktzins im Zeitpunkt t
- β_0 , β_1 und β_2 die zu schätzenden strukturellen Parameter

Die latente Variable $u(t)$ möge die Annahmen des klassischen Regressionsmodells erfüllen.

Wir haben aber ein Modell konstruiert, das - so sei angenommen - fälschlicherweise statt des Kapitalmarktzinssatzes r den Geldmarktzinssatz r^G als erklärende Variable enthält

$$(7) \quad M(t) = \beta_0 + \beta_1 Y(t) + \beta_2^* r^G(t) + v(t)$$

Dann bringen die erklärenden Variablen in (7) die systematischen Einflüsse auf die zu erklärende Variable $M(t)$ nicht korrekt zum Ausdruck. Um zu zeigen, daß die latenten Variablen $v(t)$ des fehlspezifizierten Modells in diesem Fall i.d.R. autokorreliert sind, schreiben wir (6) in der Form²

¹ Diese Aussage gilt allgemein für Zeitreihenanalysen

² Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie I, S. 75 f.

$$(8) \quad M(t) = \beta_0 + \beta_1 Y(t) + \beta_2 r^G(t) + v(t)$$

mit (8a) $v(t) = \beta_2 [r(t) - r^G(t)] + u(t)$

Daraus ist ersichtlich, daß sich die Residuen $v(t)$ additiv aus der nicht stochastischen Komponente $\beta_2 [r(t) - r^G(t)]$ und der stochastischen Komponente $u(t)$ zusammensetzen. Empirische Untersuchungen haben gezeigt, daß gerade Zeitreihen von Zinssätzen vielfach eine hohe Interkorrelation aufweisen. In diesem Fall wird die nicht stochastische Komponente $\beta_2 [r(t) - r^G(t)]$ in (8a) nicht regellos schwanken,¹ vielmehr wird sie in ihrer Entwicklung eine bestimmte Tendenz aufweisen. D.h., daß die latenten Variablen des fehlspezifizierten Modells selbst dann autokorreliert sind, wenn diejenigen des korrekt spezifizierten Modells stochastisch unabhängig sind.

b) Die angenommene Form der funktionalen Abhängigkeit zwischen den Variablen trifft nicht zu

Autokorrelierte latente Variable können auch dadurch bedingt sein, daß die im Modell spezifizierte Funktionsform nicht der "wahren" Abhängigkeit entspricht.² So ist es bspw. denkbar, daß wir unserem Modell eine lineare Geldnachfragefunktion der Form

$$(9) \quad M(t) = \beta_0 + \beta_1^* Y(t) + v(t)$$

zugrunde legen, während in Wahrheit - so sei angenommen - eine quadratische Funktion der Form

$$(10) \quad M(t) = \beta_0 + \beta_1 Y^2(t) + r(t)$$

angemessen ist.

1 Vgl.: J. Johnston, a.a.O., S. 177

2 Vgl.: D. Cochrane and G.H. Orcutt, a.a.O., S. 36

Auch in diesem Fall enthalten die latenten Variablen des fehlspezifizierten Modells eine nicht stochastische Komponente, die in ihrer Entwicklung i.a. eine bestimmte Tendenz aufweisen wird:

$$(11) \quad M(t) = \beta_0 + \beta_1 Y(t) + v(t)$$

mit (11a) $v(t) = \beta_1 [Y^2(t) - Y(t)] + u(t)$

D.h., daß die latenten Variablen des fehlspezifizierten linearen Modells i.d.R. selbst dann autokorreliert sind, wenn diejenigen des (korrekt spezifizierten) quadratischen Modells nicht autokorreliert sind,

c) Es sind nicht alle erklärenden Variablen in das Modell aufgenommen

Aus Gründen der Operationalität, der mangelnden Information und dgl.n. werden i.a.R. nur bestimmte "wichtige" erklärende Variable in ein Regressionsmodell einbezogen. So ist bspw. davon auszugehen, daß die vom Bankensystem angebotene Geldmenge abhängig ist von den verschiedenen in- und ausländischen Geld- und Kapitalmarktzinssätzen, den Diskont- und Swapsätzen sowie einer Vielzahl ähnlicher Einflußfaktoren. Die explizite Erfassung all dieser Determinanten des Geldangebots verbietet sich - u.a. wegen des Verlustes an Freiheitsgraden sowie der vielfach hohen Multikollinearität zwischen ökonomischen Variablen - von selbst. Wir sind daher gezwungen, mit einigen wenigen repräsentativen Größen bzw. Indexziffern zu arbeiten. Sind die vernachlässigten erklärenden Variablen autokorreliert, so kann dies zu einer Autokorrelation der latenten Variablen des fehlspezifizierten Modells führen. Dabei ist es keineswegs erforderlich, daß es sich bei den vernachlässigten Größen um "wichtige" erklärende Variable handelt. Das läßt sich folgendermaßen zeigen:¹

1 Vgl.: D. Cochrane and G.H. Orcutt, a.a.O., S. 37 Fußnote 2

Es sei angenommen, daß wir n unabhängige, autokorrelierte Reihen $X_1(t), X_2(t), \dots, X_n(t)$ für $t = 1, 2, \dots, T$ haben. Der jeweilige Autokorrelationskoeffizient erster Ordnung wird dann gegeben durch

$$\frac{\text{Cov}[X_1(t), X_1(t-1)]}{V[X_1(t)]}, \dots, \frac{\text{Cov}[X_n(t), X_n(t-1)]}{V[X_n(t)]}$$

wobei Cov für Kovarianz und V für Varianz steht. Definieren wir

$$Z(t) = X_1(t) + X_2(t) + \dots + X_n(t)$$

so erhalten wir für den Autokorrelationskoeffizienten erster Ordnung der Summenvariablen Z

$$\frac{\text{Cov}[X_1(t), X_1(t-1)] + \dots + \text{Cov}[X_n(t), X_n(t-1)]}{V[X_1(t)] + \dots + V[X_n(t)]}$$

Daraus ist ersichtlich, daß die latenten Variablen des fehlspezifizierten Modells i.d.R. dann positiv bzw. negativ autokorreliert sind, wenn die vernachlässigten Variablen überwiegend positiv oder negativ autokorreliert sind. Ersteres ist aber gerade bei ökonomischen Zeitreihen häufig zu beobachten. Cochrane und Orcutt vermuten daher "...in so far as the omitted variables are economic time series, we may expect the resulting error terms to be highly positively autocorrelated."¹

Zusammenfassend wird man daher sagen können, daß die Existenz von autokorrelierten latenten Variablen in Geldnachfrage- bzw. -angebotsmodellen einigermaßen wahrscheinlich ist. Es ist zwar zu erwarten, daß die Autokorrelation bei korrekter Spezifizierung des Modells weitgehend verschwindet; dies ist jedoch, wie oben erläutert, für ein vorgelegtes empirisches Problem vielfach nicht durchführbar. Im folgenden sei die statistische Behandlung dieses Falles, soweit wir die Ergebnisse für die spätere Berechnung der empirischen Schätzungen benötigen, in den Grundzügen diskutiert.

11. Die Aitken-Schätzung

Es läßt sich zwar zeigen, daß die OLS-Schätzungen im Eingleichungsmodell unter allgemeinen Bedingungen auch dann noch konsistent (aber nicht notwendig effizient) sind, wenn entweder die latenten Variablen autokorreliert sind oder die Regression zeitverzögerte endogene Variable enthält.¹ Treffen jedoch beide Tatbestände zusammen, so ist die Konsistenz nicht mehr gewährleistet.² Man kann aber zeigen, daß auch im Falle von autokorrelierten latenten Variablen sowohl im Eingleichungs-Modell als auch im interdependenten Modell eine konsistente und (asymptotisch) effiziente Schätzung existiert. Hinsichtlich des Eingleichungs-Modells ist die Schätzung unter der Bezeichnung Aitken-Schätzung³ bzw. generalized-least-squares-estimator (=GLSE) bekannt geworden. Verallgemeinerungen für simultane Modelle finden sich u.a. bei H. Theil⁴ und G. Fisher.⁵

Die Aitken-Schätzung ist im Grunde ein zweistufiges Schätzverfahren. In der ersten Stufe wird eine Transformationsmatrix T bestimmt, mit deren Hilfe aus dem ursprünglichen Modell

$$\underline{Y} = \underline{XB} + \underline{u}$$

das transformierte Modell

$$\underline{TY} = \underline{TXB} + \underline{Tu}$$

gebildet wird, dessen latente Variable Tu nicht autokorreliert sind. In der zweiten Stufe wird anschließend die OLSE für den Parametervektor des transformierten Modells berechnet.

1 Vgl.: H. Schneeweiß, a.a.O., S. 214

2 Vgl.: J. Johnston, a.a.O., S. 215 f.

3 Vgl.: A.C. Aitken, On Least Squares and Linear Combinations of Observations, Proceedings of the Royal Society Edinburgh, Vol. 55 (1935), S. 42 ff.

4 Vgl.: H. Theil, Forecasting..., S. 344 ff.

5 Vgl.: G. Fisher, On Generalized Least Squares, University of Birmingham, Discussion Series A, Paper No. 49

Ist die Regressormatrix $\underline{X}$ nicht stochastisch, so stellt die OLSE für den Parametervektor des transformierten Modells unter allgemeinen Bedingungen eine BLUE für den Parametervektor des Grundmodells dar. Analoges gilt hinsichtlich der asymptotischen Effizienz sowohl für

- die simultanen Schätzverfahren¹ als auch für
- die OLSE in Modellen, die zeitverzögerte endogene Variable enthalten.

Die Gestalt der Transformationsmatrix $\underline{T}$ hängt ab von der Form des die latenten Variablen erzeugenden Prozesses. In der Literatur ist es üblich - wohl vornehmlich aus rechentechnischen Gründen -, als Erzeugungsmodell für die latenten Variablen einen autoregressiven Prozeß erster Ordnung (Markov-Prozeß) zu unterstellen.²

$$(12) \quad u(t) = \varrho_1 u(t-1) + e(t)$$

Dabei bezeichnet ϱ_1 einen autoregressiven Parameter mit $0 < \varrho_1 < 1$ und $\{e(t)\}$ einen rein zufälligen stochastischen Prozess mit dem Erwartungswert null und endlicher positiver Varianz.

Unterstellt man Annahme (12) als "richtig", so läßt sich zeigen, daß die folgende $T \times T$ -Matrix die Bedingungen der Aitken-

$$(13) \quad \underline{\Omega} = \begin{bmatrix} (1-\varrho_1^2) & 0 & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & 0 \\ -\varrho_1 & 1 & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & 0 \\ 0 & -\varrho_1 & 1 & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & & & & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & & & & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & -\varrho_1 & 1 \end{bmatrix}$$

1 Vgl.: M.R. Wickens, a.a.O.

2 Ein etwas flexibleres Erzeugungsmodell für die latenten Variablen werden wir in Teil B bei der Behandlung von dynamischen Geldnachfrage-Modellen diskutieren.

Schätzung voll erfüllt.¹

I.a.R. ist bei empirischen Untersuchungen der autoregressive Parameter ϱ_1 unbekannt und man ist folglich gezwungen, mit einem Schätzwert $\tilde{\varrho}_1$ für ϱ_1 zu arbeiten. Folglich ist die Operationalität des oben beschriebenen Verfahrens an die Existenz geeigneter Schätzverfahren für den Parameter ϱ_1 gebunden.²

Eine Diskussion der verschiedenen hierzu entwickelten Verfahren kann nicht Aufgabe der vorliegenden Arbeit sein. Wir werden auf die damit zusammenhängenden Fragen jedoch in Kapitel B kurz zurückkommen, und zwar speziell unter Bezugnahme auf das dort verwendete Schätzverfahren.

22. Testverfahren gegen Autokorrelation der latenten Variablen

Wir haben oben gezeigt, daß die Existenz von autokorrelierten latenten Variablen gerade bei Regressionen aus dem Bereich von Geldnachfrage und Geldangebot relativ wahrscheinlich ist. Da man a priori aber selten weiß, ob die latenten Variablen tatsächlich autokorreliert sind, ist es wünschenswert, einen Test gegen Autokorrelation durchzuführen.

Bei den Testverfahren gegen Autokorrelation der latenten Variablen handelt es sich um Hypothesen-Tests. Festzulegen ist demnach die Prüf- bzw. Nullhypothese H_0 und die Alternativhypothese H_1 .

1 Vgl.: G. Kramer, Autokorrelation, Parameterstabilität in der Zeit und Nachfrageelastizitäten für Kaffee in der Bundesrepublik Deutschland, Jahrbuch für Sozialwissenschaften, Bd. 19 (1968), S. 98 ff.

2 Vgl. hierzu: J. Johnston, a.a.O., S. 193 ff. - H.O.A. Wold and L. Jureën, Demand Analysis..., S. 44 - C.F. Christ, Econometric Models, S. 485 - P. Schönfeld, Ökonometrie I, S. 162 f. - J. Durbin, Estimation of Parameters in Time-series Regression Models, Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Vol. 22 (1960), S. 139 ff.

Die gängigen Testverfahren gehen aus von einem inhomogenen, linearen, statischen Eingleichungsmodell

$$\underline{Y} = \underline{X}\beta + u$$

Als Nullhypothese wird unterstellt, daß die latenten Variablen $N(\underline{0}, \sigma_u^2 \underline{I})$ -normal-verteilt sind. Dabei bezeichnet $\underline{0}$ einen Nullvektor, σ_u^2 die Varianz der latenten Variablen und $\underline{I}$ die Einheits-Matrix. D.h. es wird unterstellt, daß die latenten Variablen keine Autokorrelation aufweisen, homoskedastisch verteilt sind und einen Erwartungswert von null besitzen.

Als Alternativhypothese wird üblicherweise angenommen, daß die latenten Variablen $N(\underline{0}, \sigma_u^2 \underline{\Omega})$ -normal-verteilt sind, wobei $\underline{\Omega}$ die in (13) definierte Matrix bezeichnet. D.h. es wird unterstellt, daß die latenten Variablen durch einen autoregressiven Prozess erster Ordnung erzeugt werden.

Als Prüfprobleme kommen in Frage

- a) $H_0 : \varrho_1 = 0$ gegen $H_1 : \varrho_1 < 0$
- b) $H_0 : \varrho_1 = 0$ gegen $H_1 : \varrho_1 > 0$
- c) $H_0 : \varrho_1 = 0$ gegen $H_1 : \varrho_1 \neq 0$

Sie werden gelöst durch Spezifizierung einer geeigneten Prüfgröße, Berechnung der Signifikanzpunkte ihrer Verteilungsfunktion und Ermittlung des numerischen Wertes der Prüfgröße in einer Stichprobe.

In der Literatur findet sich eine Anzahl von Testverfahren gegen Autokorrelation, deren Testgrößen folgender Definition genügen

$$D = k_1 \frac{\sum_{t=2}^T [\xi(t) - \xi(t-1)]^2}{\sum_{t=1}^T [\xi(t) - k_2 T^{-1} \sum_{t=1}^T \xi(t)]} \quad k_1 = \begin{bmatrix} \frac{T}{T-1} \\ 1 \end{bmatrix} \quad k_2 = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$$

Dabei symbolisieren $\xi(t)$ bzw. $\xi(t-1)$ Zufallsvariable.

G. Kramer¹ bezeichnet die Menge der Autokorrelationstests, die auf der einen oder anderen Version der obigen Testgröße beruhen als "Autokorrelationstests der v. Neumann Klasse",

weil obige Prüfgröße mit $k_1 = \frac{T}{T-1}$ und $k_2 = 1$ durch v. Neumann²

eingeführt wurde. Allerdings stellt v. Neumann nicht auf einen Test gegen Autokorrelation der unbeobachtbaren latenten Variablen $u(t)$ ab. Gegenstand des v. Neumann-Tests ist vielmehr das Prüfen der Nullhypothese gegenseitiger Unabhängigkeit von T in einer Stichprobe beobachteten Realisationen einer normal-verteilten Zufallsvariablen. Für diesen Fall hat Hart³ die Signifikanzpunkte der Prüfgröße D für ausgewählte Signifikanzniveaus tabelliert.

Die Hart-Tabellen sind jedoch bei einem Test gegen Autokorrelation der latenten Variablen $u(t)$ nicht zu verwenden; denn letztere sind zwar Zufallsvariable, sie sind aber nicht beobachtbar. Beobachtbar sind lediglich die Realisationen der endogenen Variablen, die den nicht zu isolierenden Einfluß der latenten Variablen reflektieren. Folglich müssen wir bei der Berechnung des numerischen Wertes der Prüfgröße D mit einer Schätzfunktion für die latenten Variablen arbeiten. Dazu werden - im Eingleichungsmodell - i.a.R. die OLS-Residuen verwendet. Das wirft jedoch ganz erhebliche Probleme auf:

- a) Die Signifikanzpunkte einer mit OLS-Residuen berechneten Prüfgröße sind Regressormatrix-abhängig und folglich nicht tabellierbar. Werden dennoch tabellierte Signifikanzpunkte

1 G. Kramer, Ein Autokorrelationstest der von Neumann Klasse und seine Signifikanzpunkte, Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 125/4 (Oktober 1969), S. 624

2 J. v. Neumann, Distribution of the Ratio of the Mean Square Successive Difference to the Variance, Annals of Mathematical Statistics, Vol. 12 (1941), S. 367 ff.

3 B.I. Hart, Significance Levels for the Ratio of the Mean Square Successive Difference to the Variance, Annals of Mathematical Statistics, Vol. 13 (1942), S. 445 ff.

verwendet (z.B. v.Neumann-Hart-Test), so wird der Test wenig trennscharf sein.

- b) Die OLS-Residuen sind selbst dann autokorreliert, wenn die latenten Variablen $u(t)$ nicht autokorreliert sind. D.h. selbst wenn die Nullhypothese $\varrho_1=0$ richtig ist, sind die OLS-Residuen im Regelfall dennoch autokorreliert.
- c) Selbst wenn die latenten Variablen $u(t)$ homoskedastisch verteilt sind, sind die OLS-Residuen dennoch i.d.R. heteroskedastisch verteilt.

Es scheint daher wenig sinnvoll, als Test gegen Autokorrelation der latenten Variablen den v.Neumann-Hart-Test zu verwenden.

Es sind jedoch eine ganze Reihe von Testverfahren gegen Autokorrelation bekannt, die der aus der Unbeobachtbarkeit der latenten Variablen resultierenden Problematik explizit Rechnung tragen. Das wohl am weitesten verbreitete Verfahren dürfte der Durbin-Watson-bounds-Test sein, der mit folgender Prüfgröße arbeitet:¹

$$DW = \frac{\sum [\tilde{u}(t) - \tilde{u}(t-1)]^2}{\sum \tilde{u}(t)^2}$$

wobei das Symbol " $\sim$ " andeutet, daß es sich um OLS-Residuen handelt.

Durbin und Watson waren zwar nicht in der Lage, die exakte Verteilung der obigen Prüfgröße zu ermitteln, sie haben aber gezeigt, daß sich immer zwei Zufallsvariable DW_L ($L = \text{Lower}$) und DW_U ($U = \text{Upper}$) finden lassen, die die Verteilungsfunktion von DW eingrenzen.² Dann ist es aber grundsätzlich auch möglich, bei einem gegebenen Signifikanzniveau α , zwei Signifikanzpunkte $DW_L(\alpha)$ und $DW_U(\alpha)$ zu bestimmen, die den "wahren"

1 Vgl.: I. Durbin, and G.S. Watson, Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression I (im folgenden zitiert als: Testing I), Biometrika, Vol. 37 (1950), S. 409 ff. - I. Durbin and G.S. Watson, Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression II (im folgenden zitiert als: Testing II), Biometrika, Vol. 38 (1951), S. 159 ff.

2 Vgl.: I. Durbin and G.S. Watson, Testing I, S. 415 ff.

Signifikanzpunkt DW eingrenzen.¹

$$DW_L(\alpha) \leq DW \leq DW_U(\alpha)$$

Charakteristisch für den Durbin-Watson-bounds-Test ist somit, daß ein Wertebereich existiert, in dem keine Entscheidung möglich ist. Dieser Bereich ist um so größer, je kleiner einerseits die Anzahl der Beobachtungen und je größer andererseits die Anzahl der Regressoren ist.²

Kritisch ist zu dem Durbin-Watson-bounds-Test folgendes zu sagen:

- a) Der Test wurde entwickelt für Eingleichungs-Modelle, die keine zeitverzögerten endogenen Variablen enthalten. Kommt in der zu schätzenden Relation eine zeitverzögerte endogene Variable vor, so ist der Durbin-Watson-bounds-Test dergestalt verzerrt, daß er dazu tendiert, die falsche Nullhypothese anzunehmen.³ Es wird vermutet, daß die Zahl der Fehlentscheidungen verringert werden kann, wenn die Nullhypothese, es bestehe keine Autokorrelation, bereits verworfen wird, wenn der kalkulierte DW-Wert den oberen Tabellenwert erreicht.⁴

In neuerer Zeit ist von Durbin ein Testverfahren entwickelt worden, das der Existenz von zeitverzögerten endogenen Variablen explizit Rechnung trägt. Da es sich dabei jedoch um einen "large-sample-test" handelt und über die "small sample properties" so gut wie nichts bekannt ist, sei auf eine nähere Diskussion verzichtet.

- b) Der Durbin-Watson-bounds-Test berücksichtigt nicht die Besonderheiten simultaner Gleichungssysteme.

Durbin hat jedoch gezeigt, daß das Testverfahren unter gewissen Voraussetzungen, exakt oder approximativ, auch an-

1 Ebenda, S. 418 ff.

2 I. Durbin and G.S. Watson, Testing II, S. 162

3 Vgl.: Z. Griliches, Distributed Lags: A Survey, *Econometrica*, Vol. 35 (1967), S. 46

4 Vgl.: J. Gruber, Ökonometrische Modelle des Cowles Commission-Typs: Bau und Interpretation, Hamburg 1968, S. 295 ff.

gewendet werden kann bei der Schätzung von Strukturgleichungen interdependenter Modelle mit Hilfe der 2SLSE.¹ Die Ergebnisse von Durbin lassen sich folgendermaßen zusammenfassen:

- aa) Der Test ist ohne Einschränkungen anwendbar, wenn die Matrix der prädeterminierten Variablen nicht stochastisch und die betrachtete Strukturgleichung gerade identifiziert ist.
- bb) Ist die Matrix der prädeterminierten Variablen nicht stochastisch, die betrachtete Strukturgleichung aber überidentifiziert, dann dürfte das Testverfahren "a good approximate test" sein.
- c) Der Durbin-Watson-bounds-Test geht explizit von der Annahme aus, daß die latenten Variablen durch einen autoregressiven Prozeß erster Ordnung erzeugt werden. Über die Eigenschaften des Durbin-Watson-bounds-Tests in Autokorrelationsmodellen höherer Ordnung ist so gut wie nichts bekannt.

Beachtet man darüber hinaus, daß auch die Unterstellung einer Normalverteilung problematisch ist, so wird man die Durbin-Watson-Testgröße DW nur als relativ groben Indikator für die Autokorrelation der latenten Variablen ansehen können.

¹ Vgl.: I. Durbin, Testing for Serial Correlation in Systems of Simultaneous Regression Equations, Biometrika, Vol. 44 (1957), S. 370 ff.

TEIL B : DIE GELDNACHFRAGE

=====

ANALYTISCHE ANSÄTZE UND STATISTISCHE ERGEBNISSE

=====

1. Theoretische Aspekte

Es soll in diesem Kapitel keine Darstellung der verschiedenen Geldnachfragetheorien erfolgen.¹ Diese werden als bekannt vorausgesetzt. Es sei lediglich eine ganz kurze Zusammenfassung der wichtigsten Gesichtspunkte gegeben.

Nach J.M. Keynes wird Geld nachgefragt einerseits für Transaktionszwecke (einschließlich des Vorsichtsmotivs) und andererseits für Spekulationszwecke, wobei die Nachfrage für Transaktionszwecke M_T direkt mit dem Transaktionsvolumen Tr und die Nachfrage für Spekulationszwecke M_S invers mit dem Zinssatz r variiert.²

Keynes geht von der - empirisch wohl kaum haltbaren - Annahme des Ausgleichs der einzelwirtschaftlichen Erwartungen aus.³ Seinen Überlegungen liegen daher statische Ansätze zugrunde. Die Zins-Variable r ist folglich als gemessener bzw. laufender Zinssatz zu interpretieren. Als Maßgröße für das Transaktionsvolumen wird i.d.R. das laufende - meist nominell definierte - Bruttosozialprodukt Y verwendet.⁴

Bezeichnet man mit $M_T^*(Y)$ die "gewünschte" Transaktionskasse

1 Vgl. hierzu bspw.: H. G. Johnson, Essays in Monetary Economics, London 1967 - A.W. Marget, The Theory of Price, Repr., New York 1966, Vol. I: S. 290-301 und 344-483, Vol. II: S. 25-51 und 654-663

2 Vgl.: J.M. Keynes, The General Theory of Employment, Interest and Money, Deutsche Übersetzung: Allgemeine Theorie der Beschäftigung, des Zinses und des Geldes, Berlin 1936, S. 163 ff.

3 Ebenda, S. 29

4 Vgl.: A. Woll, Analytische Ansätze..., S. 68 und S. 73
Fußnote 56

und mit $M_S^*(r)$ die "gewünschte" Spekulationskasse, so ergibt sich für die Keynesische Liquiditätspräferenzfunktion

$$(1) \quad M = M_T + M_S = M_T^*(Y) + M_S^*(r) \quad 1$$

Dabei geht Keynes davon aus, daß die Zinselastizität der spekulativen Geldnachfrage bei niedrigen Zinssätzen gegen unendlich geht (liquidity trap), eine Situation, die nach Keynes in der tiefen Depression empirisch relevant wird. Die wirtschaftspolitischen Implikationen der "liquidity trap", nämlich

- flexible Preise sind zur Überwindung von Unterbeschäftigung nur sehr bedingt geeignet,
- die ökonomischen Entscheidungen der Nichtbanken können durch Expansion des Geldvolumens über den Geldmarkt nicht beeinflußt werden,
- die Auswirkungen einer Staatsverschuldung auf die Entwicklung von Volkseinkommen und Beschäftigung sind unabhängig von der Art der Finanzierung des Defizits,

sind hinreichend bekannt, so daß wir uns eine nähere Erörterung sparen können.²

Erste empirische Überprüfungsversuche der Keynesischen Hypothesen gingen von der partiellen Nachfragefunktion

$$(2) \quad M_S(r) = M - kY_{\min}$$

1 Es ist auch möglich, die Geldnachfrage in Werten der realen Kasse auszudrücken. - Vgl. hierzu: D. Patinkin, Keynesian Economics and the Quantity Theory, Post-Keynesian Economics, Ed. K.K. Kurihara, London 1955, S. 129 ff. - A. Woll, Analytische Ansätze..., S. 60

2 Vgl. z.B.: M. Friedman, Interest Rates and the Demand for Money, The Journal of Law and Economics, Vol. 9 (1966, S. 21 ff. - L.S. Ritter, The Struktur of Financial Markets, Income Velocity, and the Effectiveness of Monetary Policy, Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, Bd. 98 (1962), S. 276 ff. - A. Woll, Analytische Ansätze..., S. 61

aus.¹ Dabei bezeichnet $kY_{\min}$ die in einem bestimmten Jahr erforderliche Mindest-Transaktionskasse.² Ansätze der Form (2) implizieren u.a., daß

- a) die Transaktionskasse M_T als konstanter Teil k des Volkseinkommens interpretiert werden kann³ und
- b) "...die spekulative Geldnachfrage in einem Jahr extrem hoher wirtschaftlicher Aktivität, in dem die Kreislaufgeschwindigkeit des Geldes (Y/M) ihr Maximum erreicht, gleich Null ist."⁴

Beide Annahmen sind äußerst problematisch.⁵ Die neueren empirischen Arbeiten gehen daher i.d.R. von der - ebenfalls meist nominell definierten - totalen Keyneschen Geldnachfragefunktion

$$(3) \quad M = f(Y, r)$$

aus.⁶ Dabei wird - im Zuge der Weiterentwicklung der Keynes'schen Theorie - vielfach die Frage nach der Zinselastizität der Nachfrage nach Transaktionskasse sowie nach der Bedeutung des "wealth" intensiv diskutiert.⁷

¹ Vgl. z.B.: J. Tobin, Liquidity Preference and Monetary Policy, The Review of Economic Statistics, Vol. 29 (1947), S. 124 ff., wiederabgedruckt in: Readings in Fiscal Policy, The American Economic Association Series, London 1955, S. 233 ff., - R. Eisner, Another Look at Liquidity Preference, Econometrica, Vol. 31 (1936), S. 531 ff. - A. Woll, Analytische Ansätze..., S. 65

² Meist wird das Jahr 1929 zugrunde gelegt

³ Vgl.: A. Woll, Analytische Ansätze..., S. 60

⁴ Ebenda, S. 65

⁵ Ebenda, S. 66

⁶ Ebenda, S. 67 und die dort angeführte Literatur

⁷ Vgl. z.B.: W.J. Baumol, The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 66 (1952), S. 545 ff. - A.H. Meltzer, The Demand for Money: The Evidence from Time Series, The Journal of Political Economy, Vol. 71 (1963), S. 219 ff.

Eine Variante der Funktion (3) behandeln jene Autoren, die die Beziehung zwischen der Kreislaufgeschwindigkeit des Geldes (Y/M) bzw. der Kassenhaltungsdauer (M/Y) und dem Zinssatz untersuchen.¹ Beide Ansätze sind identisch, sofern die Elastizität der Geldnachfrage in bezug auf das Volkseinkommen vom Grade 1 ist.

Der Keynesischen Theorie steht die sog. "Neoquantitätstheorie" gegenüber, die insbesondere von Milton Friedman vertreten wird. Grundlegend für die "Neoquantitätstheorie" ist die These, daß Geld für die "...ultimate wealth-owning unit...one kind of asset"² ist, d.h. eine von vielen möglichen Formen, Vermögen bzw. "wealth" zu halten. "In der Friedmanschen Interpretation bedeutet dies für die Kassenhaltungstheorie, daß Geld als ein Anlagegut zu interpretieren ist, das seinem Besitzer einen bestimmten Nutzen abwirft, vergleichbar einem dauerhaften Konsumgut."³

Das gesamte Vermögen W bzw. der "total wealth" setzt sich nach Friedman zusammen aus dem "nonhuman wealth", d.i. das materielle Vermögen, und dem "human wealth", d.s. die menschlichen Fähigkeiten, produktive Arbeit zu leisten. "...total wealth includes all sources of 'income' or consumable services. One such source is the productive capacity of human beings, and accordingly this is one form in which wealth can be hold."⁴ Diese weite Definition des Vermögens erlaubt i.V.m. der Annahme von ad infinitum erfolgenden Einkommenszahlungen die Aussage, daß das mit dem Zinssatz r diskontierte

1 Vgl.: H.A. Latané, Cash Balances and the Interest Rate - A Pragmatic Approach, The Review of Economics, Vol. 36 (1954), S. 456 ff. - ders., An Empirical Test of the Income Velocity of Money and Interest Rates, The Southern Economic Journal, Vol. 21 (1954/55), S. 84 ff.

2 M. Friedman, The Optimum Quantity..., S. 52

3 H. Müller und A. Woll, Zur Theorie der Geldnachfrage: Modell eines Prognoseeinkommens für die kurzfristige Geldnachfrage, Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 127 (1971), S. 128

4 M. Friedman, The Optimum Quantity..., S. 53

künftige Durchschnittseinkommen Y pro Periode gleich dem Gesamtvermögen W ist.

$$(4) \quad W = \frac{Y}{r}$$

Einkommen ist mithin als Vermögensertrag und Vermögen als Barwert der Einkommensbeträge zu interpretieren. Einkommen i.S.v. Friedman ist also genau betrachtet Vermögen, das durch den mit ihm erzielten Ertrag gemessen wird.¹ Die theoretische Bedeutung dieses Ansatzes liegt in der implizierten "...Identität von Vermögen und Einkommen als Determinanten des wirtschaftlichen Verhaltens."² M.a.W.: Das Einkommen kann als Indexfunktion des nur schwer operationalisierbaren "total wealth" aufgefaßt werden.³ Dabei ist jedoch zu beachten, daß Friedman - im Gegensatz zur volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung - Einkommen als erwarteten Vermögensertrag oder permanentes Einkommen definiert. Letzteres wird von Friedman empirisch als exponentiell gewichteter Durchschnitt der laufenden Einkommen vergangener Jahre berechnet.

Als Grundlage für die Ermittlung der Geldnachfragefunktion dient den "Neoquantitätstheoretikern" eine Wahlhandlungstheorie über die Zusammensetzung des von den einzelnen Wirtschaftssubjekten gehaltenen Vermögens: Der "total wealth" wird auf die verschiedenen Formen des "wealth" so verteilt, daß der Gesamtnutzen maximiert wird. Diese Überlegungen der Neoquantitätstheoretiker stehen im Gegensatz zur Keynes'schen Theorie; denn sie implizieren, "...that money does not perform the role

1 H.G. Johnson, Monetary Theory and Policy (im folgenden zitiert als: Monetary Theory...), In: Surveys of Economic Theory, Vol. 1: Money, Interest and Welfare, New York 1965, S. 1 ff.

2 H.G. Johnson, Beiträge zur Geldtheorie und Geldpolitik (Untersuchungen über das Spar-, Giro- und Kreditwesen, Bd. 18), Berlin 1969, S. 42

3 Vgl.: M. Friedman, The Optimum Quantity..., S. 440

of shock absorber or buffer stock in the portfolio of individuals but rather, the short-run buffer stock function is relegated to other balance sheet items such as personal debt, consumer credit and perhaps securities."¹

Faßt man die Überlegungen der "Neoquantitätstheoretiker" zusammen, so erhält man als Geldnachfragefunktion²

$$(5) \quad M = f(Y, r, W)$$

Dabei werden die Geldgrößen i.d.R. real definiert. So verwendet z.B. M. Friedman bei empirischen Untersuchungen i.a. das reale Netto-pro-Kopf-Einkommen. Wir werden uns dieser Vorgehensweise jedoch nicht anschließen. U.a. aus Gründen der Vergleichbarkeit wird im folgenden mit nominell definierten Größen gearbeitet.³ Diese Vorgehensweise kann, zumindest im deutschsprachigen Bereich, als üblich bezeichnet werden.⁴ So arbeitet z.B. die Bundesbank in ihrer ökonometrischen Studie zur "Längerfristigen Entwicklung des Geldvolumens"⁵ gleichfalls mit nominellen Größen. Aber auch bei Untersuchungen der Geldnachfrage in den USA wird von denjenigen Autoren, die mit Quartalsdaten arbeiten, vielfach eine nominell definierte Volkseinkommensgröße verwendet.⁶ "The experience in other studies suggests that short-run functions should be specified in monetary terms."⁷

1 Vgl.: E.L. Feige, a.a.O., S. 465

2 Vgl.: A. Woll, Analytische Ansätze..., S. 62

3 Vgl. zu diesem Vorgehen: Ebenda, S. 73 Fußnote 56

4 Vgl. z.B.: H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit..., - U. Westphal, Theoretische und empirische Untersuchungen zur Geldnachfrage und zum Geldangebot (Kieler Studien 110), Tübingen 1970

5 Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Juli 1971, S. 21 f.

6 Vgl. hierzu: H.R. Heller, The Demand for Money: The Evidence from the Short-Run-Data, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 79 (1965), S. 293 Fußnote 8

7 K.W. Roskamp and G.S. Laumas, The Demand for Monetary Assets in the West German Economy: Evidence from Short-Run-Data, Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 126 (1970), S. 471 Fußnote 3a

Darüber hinaus deuten die Untersuchungen von Meltzer¹ für die USA sowie von Laidler² für Großbritannien und die USA darauf hin, daß sich bei Verwendung von Jahresdaten die Geldnachfrage und das Preisniveau im Zeitablauf annähernd proportional entwickeln.³

Eine Rechtfertigung für die Verwendung nominell definierter Größen ist weiterhin darin zu sehen, daß unsere theoretischen Überlegungen und empirischen Schätzungen in Teil C darauf hindeuten, daß die Bundesbank das Geldangebot während des Untersuchungszeitraumes keineswegs immer unter Kontrolle hatte. Im Gegenteil: Überblickt man die empirischen Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung, so ist festzustellen, daß die Hypothese, das Geldangebot passe sich weitgehend passiv der Geldnachfrage des Publikums an, nicht als falsifiziert betrachtet werden kann. Sofern obige Hypothese der Realität entspricht, ist das Konzept der "Neoquantitätstheorie" jedoch - zumindest unter den institutionellen Gegebenheiten, wie sie während des Untersuchungszeitraumes in der Bundesrepublik herrschten - irrelevant.

Der Versuch einer statistischen Schätzung von (5) wirft u.a. zwei Schwierigkeiten auf. Einerseits sind die Variablen Y und W i.d.R. stark multikollinear, so daß sich die von ihnen ausgehenden Einflüsse auf die Geldnachfrage nicht exakt trennen lassen, und andererseits existiert für die Bundesrepublik keine brauchbare Zeitreihe der Entwicklung des Volksvermögens

1 A.H. Meltzer, The Demand for Money: The Evidence from Time Series, The Journal of Political Economy, Vol. 71 (1963), S. 227 und S. 237

2 D. Laidler, The Influence of Money on Economic Activity - A Survey of Some Current Problems, In: G. Clayton, J.C. Gilbert and R. Sedgwick, (Hrsg.), Monetary Theory and Monetary Policy in the 1970's, London 1971, S. 96 and S. 128 Table 2

3 Es ist allerdings fraglich, inwieweit diese Ergebnisse auf die Bundesrepublik übertragen werden können. Denkbar wäre, daß die Deutschen aufgrund ihrer Erfahrungen mit der Hyperinflation auf Preisniveauänderungen sensibler reagieren als Briten und Amerikaner.

auf Quartalsbasis. Wir unterstellen daher im folgenden eine Funktion der Form

$$(6) \quad M = f(Y, r)$$

Es ist zu erwarten, daß aus der Verwendung von (6) kein schwerwiegender Spezifikationsfehler resultiert; denn die empirischen Untersuchungen Goldfelds¹ haben gezeigt, daß von der Einführung des Volksvermögens als erklärende Variable in die Geldnachfragerelation keine wesentliche Verbesserung der statistischen Ergebnisse zu erwarten ist, sofern das Volksvermögen neben dem Volkseinkommen verwendet wird.

Wie bereits erwähnt, spezifiziert Friedman bei empirischen Untersuchungen die Geldnachfrage vielfach als lineare Funktion des "permanent income".² "Da Einkommen bei Friedman nichts anderes ist als Ertragnisse des von ihm weit gefaßten Kapitals und Kapital der auf die Gegenwart bezogene Strom künftiger Einkommen, enthält der Begriff des permanenten Einkommens auch die 'wealth'-Komponente der Nachfragefunktion."³ Eine gewisse Zinselastizität der Geldnachfrage wird von Friedman zwar nicht geleugnet, jedoch erachtet er den Einfluß von Zinssatzvariationen als vernachlässigbar gering.⁴

Die "permanent income"-Hypothese wurde von Friedman eingeführt, um den sog. Widerspruch zwischen der säkularen und der zyklischen Entwicklung von Geldnachfrage und Einkommen zu erklären.

1 S.M. Goldfeld, Commercial Bank Behaviour and Economic Activity, A Structural Study of Monetary Policy in the Postwar United States (Contributions to Economic Analysis, 43), Amsterdam 1966, S. 78 ff.

2 Vgl.: M. Friedman, A Theory of the Consumption Function (im folgenden zitiert als: Consumption Function...), Princeton 1957, S. 20 ff. - P. Cagan, The Monetary Dynamics in Hyperinflation, In: M. Friedman (Hrsg.), Studies in the Quantity of Money, Chicago 1956, S. 25 ff.

3 A. Woll, Analytische Ansätze..., S. 70

4 Vgl.: M. Friedman, Interest Rates and the Demand for Money (im folgenden zitiert als: Interest Rates...), The Journal of Law and Economics, Vol. 9 (1966), S. 71 ff. - M. Friedman and A.J. Schwartz, Monetary History..., S. 648 ff.

Gemeint ist damit die Tatsache, daß das Geldvolumen in den USA langfristig mit einer höheren Rate als das Einkommen, kurzfristig, d.h. in der Expansionsphase (Kontraktionsphase) der Konjunktur, aber mit einer geringeren Rate als das Einkommen gestiegen (gefallen) ist.¹ Langfristig tendieren Einkommen und Kreislaufgeschwindigkeit des Geldes dazu, sich in entgegengesetzte Richtung zu entwickeln, kurzfristig hingegen in die gleiche. Friedman folgert daraus, daß Geld langfristig wie ein "Luxusgut" im Verhältnis zum Einkommen vermehrt gehalten wird.

Da "permanent income" und laufendes statistisches Einkommen sich langfristig angleichen, das "permanent income" als langfristig erwarteter Vermögensertrag aber i.d.R. weniger schwankt als das laufende statistische Einkommen, gelingt es Friedman - i.V.m. der Luxusgut-Hypothese - die Divergenzen zwischen der kurzfristigen und der langfristigen Geldeinkommensgeschwindigkeit zumindest teilweise zu harmonisieren.²

Vergleicht man die Relationen (3) und (5), so unterscheidet sich die der Neoquantitätstheorie zugrunde liegende Geldnachfragerelation von der der Keynesschen Theorie zugrunde liegenden nur durch die "wealth"-Komponente.³ Berücksichtigt man, daß in neuerer Zeit auch im Rahmen der Keynesschen Theorie das Vermögen als erklärende Variable verwendet wird,⁴ so sind beide Ansätze formal identisch. Materiell ergeben sich jedoch gewisse Unterschiede:

- a) Im Gegensatz zur Keynesschen Theorie ist im Rahmen der Neoquantitätstheorie der "human wealth" im Begriff Vermögen enthalten.
- b) Gemäß der Keynesschen Theorie ist unter Einkommen das lau-

1 Vgl.: M. Friedman and A.J. Schwartz, Money and Business Cycles (im folgenden zitiert als: Money and Business Cycles ...), The Review of Economics and Statistics, Vol. 45 (1963), S. 32 ff.

2 Vgl.: A. Woll, Analytische Ansätze..., S. 70 f

3 Ebenda, S. 63

4 Vgl. H.G. Johnson, Monetary Theory..., S. 28 ff.

fende statistische Einkommen zu verstehen, während die Neoquantitätstheorie unter Einkommen einen Vermögensertrag versteht.

- c) Friedman definiert das Geld als Summe aus Bargeld, Sicht- und Termineinlagen, während die meisten der auf Keynes aufbauenden Autoren Geld als Bar- plus Sichtdepositen definieren.

Unabhängig von diesen definitorischen Unterschieden messen "Postkeynesianer" und "Neoklassiker" den verschiedenen Determinanten der Geldnachfrage eine unterschiedliche empirische Bedeutung bei. Vereinfachend wird man sagen können, "...daß Keynes und dessen Nachfolger die Bedeutung des Zinses stärker, die des Einkommens weniger hervorheben, als es die Neoklassiker tun."¹ Darüber hinaus ist zu beachten, daß die theoretische Basis der Keynes'schen Theorie sich in wesentlichen Punkten von derjenigen der Neoquantitätstheorie unterscheidet. Zusammenfassend ist mit A. Woll festzustellen, "...daß in der Keynes'schen Theorie die Motive der Entscheidungsträger ohne Rücksicht auf die vorhandene Kasse, in der Quantitätstheorie dagegen die zur Verfügung stehenden Mittel als Ursache von Ausgabenänderungen von zentraler Bedeutung sind. Dementsprechend liegt im ersteren Falle...das Schwergewicht der Erklärung in Fluktuationen der Ausgaben, im zweiten Falle in Geldmengenänderungen."²

Interessantere Unterschiede zwischen "Postkeynesianern" und "Neoquantitätstheoretikern" werden sichtbar, wenn man die Stellung der Geldnachfragefunktion im gesamtwirtschaftlichen Zusammenhang betrachtet. "The quantity theory relates money M , prices P , and income through the quantity of real balances given by the demand function, while the Keynesian theory relates M , or M/P and interest rates i via the liquidity preference theory. Accordingly, the quantity theory focuses

1 A. Woll, Analytische Ansätze..., S. 64

2 Ebenda

on discrepancies between actual and desired real balances to explain movements in income and in the price level, and highlights M as the operational policy variable; the Keynesians assume a given price level, focus on discrepancies between actual and full employment output, and highlight interest rates i ; and since i may not always respond to changes in M, other policy variables are sometimes needed."¹ D.h.: Nach Ansicht der "Neoquantitätstheoretiker" wirken monetäre Effekte über den Mechanismus der relativen Preise direkt auf das Volumen der Gesamtausgaben ein. Im Gegensatz dazu nehmen die "Keynesianer" an, daß monetäre Effekte über den Zinsmechanismus auf die realen Größen einwirken. "The Keynesian model of short-run income determination provides a clear specification of the way in which central bank instruments affect the level of output. A change in the volume of money alters the rate of interest so as to equate the demand for cash with the supply; the change in interest affects the level of investment; the change in investment has a multiplied effect on equilibrium income."² Die Keynesianer fordern daher eine zinssatzorientierte Stabilisierungspolitik. Die "Neoquantitätstheoretiker" hingegen halten den Zins als wirtschaftspolitischen Indikator für weitgehend ungeeignet, da die Höhe der nominalen Zinssätze bis zu einem gewissen Grade von den jeweiligen Preiserwartungen beeinflußt wird,³ so daß sie die ihnen zugeschriebene Indikatorfunktion nur unzureichend erfüllen können. Sinnvoller sei es, die nominelle Geldmenge zu verwenden, da

- a) ihre theoretische Bedeutung eindeutig feststehe und
- b) ihr Volumen von der Notenbank kontrolliert werden könne.

1 D. Fand, Keynesian Monetary Theories, Stabilization Policy, and Recent Inflation, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 1 (1969), S. 564 f.

2 A.M. Okun, Monetary Policy, Debt Management and Interest Rates: A Quantitative Appraisal, In: Commission on Money and Credit (Hrsg.), Stabilization Policies, Englewood Cliffs, N.J. 1963, S. 332

3 Vgl.: D. Fand, Some Issues in Monetary Economics, Review-Federal Reserve Bank of St. Louis, January 1970, S. 17

Ob letzteres der Realität entspricht, ist jedoch fraglich. Es ist z.Zt. keineswegs eindeutig geklärt, ob nicht umgekehrt das Geldangebot sich weitgehend passiv der Geldnachfrage des Publikums anpaßt. In diesem Falle wäre das Konzept der Neoquantitätstheorie irrelevant.

Von Interesse dürfte in diesem Zusammenhang sein, daß unsere empirischen Schätzungen bezüglich des Geldangebots in Teil C darauf hindeuten, daß die Bundesbank das Geldangebot - zumindest während des Untersuchungszeitraumes - keineswegs immer unter Kontrolle hatte. Es erscheint daher fraglich, inwieweit die Neoquantitätstheorie geeignet ist, die Geldnachfrage des Publikums unter den institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik zu "erklären". Wir werden auf die damit zusammenhängenden Fragen in Teil C zurückkommen.

2. Die Auswahl der Variablen

11. Die Problematik einer zweckmäßigen Definition des Geldvolumens

Eine der ersten Fragen, die bei der statistischen Schätzung von Geldnachfragefunktionen auftaucht, ist die nach einer zweckmäßigen Definition der Geldmenge. In der Literatur findet sich eine Fülle von unterschiedlichen Definitionen. Die wichtigsten seien im folgenden kurz genannt:

- a) Diejenigen Autoren,¹ die die Zahlungsmittelfunktion des Geldes in den Vordergrund der Betrachtung stellen, definieren das Geldvolumen i.d.R. als Summe aus Bargeldumlauf und Sichtdepositen.
- b) Eine andere Gruppe von Autoren,² die Geld vornehmlich als "temporary abode of purchasing power"³ betrachten, beziehen i.d.R. die Termindepositen in ihre Definition ein.
- c) Teilweise wird im Anschluß an die Untersuchungen von Gurley und Shaw⁴ gefordert, auch die sog. paramonetären Geldinstitute (non-bank financial intermediaries) in die Analyse einzubeziehen.⁵

1 Vgl. z.B.: V. Bergen, Theoretische und empirische Untersuchungen zur längerfristigen Geldnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland (1950-1967), Tübingen 1970 - M. Bronfenbrenner und T. Mayer, Liquidity Functions in the American Economy, *Econometrica*, Vol. 28 (1960), S. 810 ff.

2 Vgl. z.B.: M. Friedman, The Demand for money: Some Theoretical and Empirical Results, *The Journal of Political Economy*, Vol. 67 (1959), S. 327 - H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit... - K.W. Roskamp und G.S. Laumas, The Demand for Monetary Assets in the West-German Economy, Evidence from Short-Run Data, *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*, Bd. 126 (1970), S. 468 ff.

3 Vgl.: M. Friedman, The Optimum Quantity..., S. 437

4 Vgl.: J. Gurley und G.E. Shaw, Financial Aspects of Economic Development, *The American Economic Review*, Vol. 45 (1955), S. 83 ff.

5 Vgl. z.B.: G.S. Laumas, Saving Deposits in the Definition of Money, *The Journal of Political Economy*, Vol. 77 (1969), S. 892 ff.

- d) Die Verfasser des Radcliffe Report sowie die übrigen Anhänger¹ der sog. Liquiditätstheorie des Geldes vertreten die Auffassung, von Interesse sei weniger das eigentliche Geldvolumen, sondern vielmehr die gesamte Liquiditätsposition einer Volkswirtschaft, d.i. Geld plus sämtliche Geldsubstitute (near money).

Die unter c) und d) genannten Konzepte sind für statistisch-empirische Untersuchungen weitgehend ungeeignet, da sie kaum operationalisierbar sind.

Die Deutsche Bundesbank hat zeitweilig drei verschiedene Definitionen des Geldvolumens z.T. alternativ nebeneinander verwendet,² und zwar:

- a) Geldvolumen i.e.S. definiert als Bargeldumlauf C im Nichtbankensektor plus Sichtdepositen D inländischer Nichtbanken bei Kreditinstituten. Als Symbol hierfür wird die Bezeichnung M_1 eingeführt.
- b) Geldvolumen i.w.S. definiert als Geldvolumen i.e.S. plus Termingelder mit einer Befristung bis zu vier Jahren. Als Symbol hierfür wird die Bezeichnung M_2 eingeführt.

Daneben wurde zeitweilig noch eine "mittlere" Definition des Geldvolumens verwendet, nämlich Geldvolumen i.e.S. plus Termingelder mit einer Befristung unter drei Monaten. Hinter dieser Definition steckte die Absicht, möglichst vollständig diejenigen Aktiva der Wirtschaftssubjekte zu erfassen, "...die sie in den Stand versetzen, ohne weiteres Güter und finanzielle Aktiva zu erwerben sowie Dienstleistungen in Anspruch zu nehmen."³ Die "mittlere" Abgrenzung erwies sich aber aus fol-

1 Vgl. z.B.: G. Schmolders, Von der "Quantitätstheorie" zur "Liquiditätstheorie" des Geldes, In: Akademie der Wissenschaften und der Literatur, Abhandlungen der Geistes- und Sozialwissenschaftlichen Klasse, Jahrgang 1960, S. 1115 ff.

2 Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Juli 1971, S. 11ff.

3 Ebenda, S. 12 f.

genden Gründen als wenig sinnvoll:¹ Termingelder werden i.d.R. um so höher verzinst, je länger die Bindungsfrist ist. Erwarten die Banken jedoch ein nachhaltiges Sinken des Zinsniveaus, so werden sie nur schwerlich bereit sein, langfristige Gelder hereinzunehmen. Es ist dann durchaus denkbar, daß für kurzfristige Gelder höhere Zinsen vergütet werden als für langfristige. Dies kann zur Folge haben, daß sich die Fristenstruktur der Termingelder erheblich ändert. Ein Beispiel dafür bietet die Entwicklung der Termingelder in der Bundesrepublik zwischen September 1969 und März 1971. Während dieses Zeitraumes vervierfachten sich die Gelder mit einer Befristung unter drei Monaten, während diejenigen mit einer Befristung zwischen einem Jahr und vier Jahren um fast 50 v.H. abnahmen. Diese z.T. sicherlich zinsbedingten Substitutionen zwischen den verschiedenen befristeten Termingeldern lassen die "mittlere" Definition des Geldvolumens unzweckmäßig erscheinen, da sie ein verzerrtes Bild der monetären Entwicklung liefern würde.

Wir werden der folgenden Untersuchung vornehmlich den engen Begriff M_1 des Geldvolumens zugrunde legen, also Bargeldumlauf C im Nichtbankensektor plus Sichtdepositen D der inländischen Nichtbanken bei Kreditinstituten.

$$(7) \quad M_1 = C + D$$

Eine weitere Definition des Geldvolumens erwies sich als unzweckmäßig, da sich im Laufe der Untersuchung gewisse zins- und/oder einkommensinduzierte Substitutionseffekte zwischen Termingeldern und anderen rentierlichen Aktiva zeigten.²

Der obigen Definition des Geldvolumens liegt - wie bereits erwähnt - die Absicht zugrunde, diejenigen Aktiva der Wirtschaftssubjekte zu erfassen, die sie in den Stand versetzen, ohne weiteres Güter und finanzielle Aktiva zu erwerben und

1 Ebenda

2 Vgl. den Exkurs am Ende dieses Kapitels

Dienstleistungen in Anspruch zu nehmen. "Das kann allerdings auch ohne 'Geld' geschehen, indem man ein Zahlungsziel ausnutzt, oder weil man die Kreditzusage einer Bank besitzt."¹ Von besonderer Relevanz ist in diesem Zusammenhang die Stellung der sog. "paramonetären Geldinstitute". Eine Ausweitung der vorliegenden Untersuchung in dieser Richtung würde jedoch den Rahmen der Arbeit überschreiten und auch zu kaum operationalisierbaren Ansätzen führen. Mit dem oben definierten Begriff des Geldvolumens wird daher nur ein Teil der "Mittel" erfaßt, die die Wirtschaftssubjekte befähigen, Güter und finanzielle Aktiva zu erwerben sowie Dienstleistungen in Anspruch zu nehmen.

In unsere Definition des Geldvolumens gehen nur die Sichtdepositen der inländischen Nichtbanken ein. Zwar halten auch Ausländer Sichtdepositen bei deutschen Kreditinstituten, jedoch handelt es sich dabei normalerweise um Bestände, die nicht in unmittelbarem Zusammenhang mit der ausländischen Nachfrage nach Gütern und Dienstleistungen auf den inländischen Märkten stehen.² Aus diesem Grunde haben wir die von Ausländern bei inländischen Kreditinstituten gehaltenen Sichtdepositen nicht in die Definition des Geldvolumens einbezogen. In dem Volumen C der Bardepositen ist, wegen der Unmöglichkeit einer Eliminierung, sowohl das im Inland als auch das im Ausland umlaufende Zentralbankgeld enthalten.

22. Die Messung des Transaktionsvolumens

In makroökonomischen Geldnachfragefunktionen wird als Maßgröße für das Transaktionsvolumen Tr i.d.R. eine Volkseinkommensgröße verwendet. Ein derartiges Vorgehen ist jedoch nicht ganz unproblematisch; denn es gibt sowohl finanzielle Transaktionen, die nicht einkommenswirksam sind, als auch

¹ Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Juli 1971, S. 13

² Ebenda

einkommenswirksame Vorgänge, die zu keinen finanziellen Transaktionen führen.¹ Die Verwendung einer Volkseinkommensgröße als Maßgröße für das Transaktionsvolumen kann daher zu verzerrten Schätzungen führen, wobei Richtung und Ausmaß der Verzerrung nicht eindeutig bestimmbar sind.

Um diese Mängel zu beseitigen, wurde von U. Westphal² versucht, als Maßgröße für das Transaktionsvolumen die giralen Verfügungen G der Nichtbanken³ zu verwenden.

Bezeichnet man mit k_C und k_D die Umlaufgeschwindigkeiten von Bar- und Sichtdepositen, so können wir für das Transaktionsvolumen Tr schreiben

$$(8) \quad Tr = k_C C + k_D D$$

Da definitionsgemäß

$$(9) \quad G = k_D \cdot D$$

erhalten wir für (8)

$$(10) \quad Tr = \left[1 + \frac{k_C}{k_D} \cdot \frac{C}{D} \right] G$$

Sofern der Klammerausdruck im Zeitablauf konstant bleibt, sind Tr und G direkt proportional. Infolge der starken Ausweitung des bargeldlosen Zahlungsverkehrs innerhalb des letzten Jahrzehntes, ist der Quotient $\frac{C}{D}$ in der Bundesrepublik während des betrachteten Zeitraumes jedoch laufend gefallen. Folglich bedingt die Verwendung der giralen Verfügungen der Nichtbanken (bei steigendem Tr) eine Überschätzung der Veränderungen des Transaktionsvolumens. Um diesen aus Variationen der Zahlungssitten resultierenden Einfluß möglichst weitgehend zu eliminieren, definiert Westphal¹ die Hilfsgröße G^*

1 Z.B. Käufe und Verkäufe von Wertpapieren

2 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 39 ff.

3 Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Tabelle "Girale Verfügungen der Nichtbanken"

4 U. Westphal, a.a.O., S. 41

("bereinigte" girale Verfügungen)

$$(11) \quad G^* = G \frac{D}{C+D}$$

Aus (10) und (11) ergibt sich die folgende, gegenüber Veränderungen der Zahlungssitten weniger sensitive Funktion¹

$$(12) \quad Tr = \left[1 + \frac{k_C - k_D}{k_D} \frac{C}{C+D} \right] G^*$$

Um beurteilen zu können, ob die Maßgröße "bereinigte" girale Verfügungen zur Erklärung der makroökonomischen Geldnachfrage besser geeignet ist, als das Brutto-Sozialprodukt, haben wir beide Maßgrößen z.T. alternativ nebeneinander verwendet. Es ergab sich jedoch, ähnlich wie bei den Untersuchungen Westphals, daß die Verwendung der "bereinigten" giralen Verfügungen G^* als Maßgröße für das Transaktionsvolumen zu keinen wesentlich anderen Ergebnissen führt, als die Verwendung des Brutto-Sozialproduktes.

Die Verwendung des Brutto-Sozialproduktes ist darüber hinaus insofern problematisch, als die Auswirkungen von Änderungen der Bevölkerung nicht explizit erfaßt werden. Eine Bevölkerungsereinigung kann grundsätzlich in drei verschiedenen Formen vorgenommen werden:²

- a) Es wird ein Bevölkerungsindex als zusätzliche erklärende Variable in die Geldnachfragefunktion eingeführt. Ein derartiges Vorgehen wirft jedoch wegen der hohen Multikollinearität zwischen Brutto-Sozialprodukt und Bevölkerung erhebliche statistische Probleme auf.
- b) Man kann weiterhin versuchen, die Bevölkerungsentwicklung durch "Bevölkerungsereinigung" von Geldnachfrage und Brutto-Sozialprodukt zu erfassen. Einem derartigen Ansatz liegt die restriktive a priori-Annahme zugrunde, daß eine Verdopplung der Bevölkerung eine Verdopplung der Geldnach-

1 Westphal errechnet für die Werte $C(0) = 47$, $D(0) = 53$, $C(1) = 40$, $D(1) = 60$, $k_C = 5$ und $k_D = 6$ eine Änderung des Klammerausdruckes in (12) von 0,01, während er sich in (10) um 0,18 ändert.

2 In ähnlicher Weise lassen sich auch Änderungen des Preisniveaus erfassen.

frage bewirkt.

- c) Eine dritte Möglichkeit besteht schließlich darin, die "bereinigte" Geldnachfrage mit dem "bereinigten" Brutto-Sozialprodukt und dem Bevölkerungsindex zu korrelieren.

Wir haben versuchsweise im Rahmen des in Abschnitt 4. diskutierten statischen Modells einige Regressionen zwischen der "bereinigten" Geldnachfrage einerseits und dem "bereinigten" Brutto-Sozialprodukt sowie dem Bevölkerungsindex andererseits berechnet. Eine statistisch signifikante Elastizität der "bereinigten" Geldnachfrage in bezug auf die Bevölkerung ließ sich jedoch nicht nachweisen. Es erscheint daher vertretbar, auf eine "Bevölkerungsbereinigung" zu verzichten.

33. Die Messung des Zinsniveaus

Die Frage, welche Zinssätze für die Erklärung der Geldnachfrage zweckmäßigerweise zu verwenden sind, wird in der Literatur unterschiedlich beantwortet. Je nachdem, ob man dem Transaktions- oder dem Vermögenanlagemotiv größeres Gewicht beilegt, wird ein kurzfristiger oder aber ein langfristiger Zinssatz als erklärende Variable bevorzugt. So verwenden z.B. Bronfenbrenner und Mayer¹ kurzfristige, während Eisner² langfristige Zinssätze zugrunde legt.

Für die Bundesrepublik hat H. König³ untersucht, inwieweit sich die Wahl des Zinssatzes auf die Erklärung der Einkommenskreislaufgeschwindigkeit des Geldes auswirkt. Unter der Voraussetzung, daß die Einkommenselastizität der Geldnachfrage gleich 1 ist, lassen sich die Ergebnisse auf Geldnachfragefunktionen übertragen.

-
- 1 M. Bronfenbrenner und T. Mayer, Liquidity Functions in the American Economy, Econometrica, Vol. 28 (1960), S. 810 ff.
2 R. Eisner, Another Look at Liquidity Preference, Econometrica, Vol. 31 (1963), S. 531 ff.
3 H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit..., S. 70 ff.

H. König verwendet alternativ

- a) die Rendite der im Umlauf befindlichen festverzinslichen Wertpapiere
- b) die Rendite der im Umlauf befindlichen Pfandbriefe
- c) die Rendite der neu abgesetzten festverzinslichen Wertpapiere und
- d) den Zinssatz für Tagesgeld

Als Ergebnis der Untersuchung ist festzustellen, daß die Wahl des Zinssatzes von untergeordneter Bedeutung für die Erklärung der Einkommenskreislaufgeschwindigkeit ist. Zwar liefert die Verwendung der Rendite der neu abgesetzten, festverzinslichen Wertpapiere den höchsten Korrelationskoeffizienten, jedoch ist bei der Interpretation dieses Ergebnisses folgendes zu beachten:

Der Zinssatz für längerfristige Wertpapiere schwankt i.a. wesentlich weniger als kurzfristige Zinssätze.¹ Da der Korrelationskoeffizient einer Reihe aber *cet. par.* steigt, wenn die Schwankungen der Reihe abnehmen, ist es möglich, daß der beobachtete höhere Wert zumindest teilweise statistisch bedingt ist.²

Wir werden im folgenden als Zins-Variable die mit der Geltungsdauer gewogene Rendite der neu abgesetzten festverzinslichen Wertpapiere verwenden. Dadurch wird das Problem der Messung der Zinsstruktur umgangen. Es ist uns durchaus bewußt, daß dieses pragmatische Vorgehen theoretisch nicht einwandfrei ist. Jedoch erscheint es uns als einzig gangbarer Weg, da eine ausgereifte "Theorie der Zinsstruktur" z.Zt. nicht zur Verfügung steht.

1 Die Deutsche Bundesbank begründet diese verhältnismäßig geringe Schwankung der langfristigen Kapitalmarktzinsen in ihrem Geschäftsbericht 1967, S. 6 damit, daß ihre geldpolitischen Maßnahmen i.a. zwar recht schnell auf den Tagesgeldsatz durchschlagen, "...daß die Marktdaten auf den Kreditmärkten (aber), wie auch auf den meisten Warenmärkten, nicht von heute auf morgen grundlegend geändert werden können, sondern einer gewissen Anpassungszeit bedürfen."

2 Vgl.: O. Anderson, Probleme der statistischen Methodenlehre in den Sozialwissenschaften, Würzburg 1965, S. 194

3. Vorbemerkungen zu den empirischen Schätzungen

Im folgenden wird versucht, die Nachfrage der Nichtbanken nach Geld, definiert als Summe aus Bar- und Sichtdepositen, mit Hilfe der OLSE zu schätzen. Eine solche aggregative Analyse liefert keine Informationen über die Nachfrage nach den Teilaggregaten "Bardepositen" und "Sichtdepositen" sowie über die Interdependenzen zwischen diesen. Das ist u.a. insofern unbefriedigend, als anzunehmen ist, daß der Nichtbankensektor in Bardepositen einerseits und in Sichtdepositen andererseits Vermögensgegenstände unterschiedlicher Qualität erblickt.¹ Denn der girale Zahlungsverkehr setzt eine gewisse Kenntnis des Bankgeschäftes voraus und ist darüber hinaus, infolge der Bankprovision, teurer als der bare Zahlungsverkehr.² Es ist daher zu erwarten, daß eine gesonderte Schätzung der Nachfragerelationen für Bardepositen sowie für Sichtdepositen zusätzliche Informationen liefert. Wir werden deshalb neben der Nachfragerelation für Geld auch diejenigen für Bar- und Sichtdepositen berechnen, wobei im wesentlichen die gleichen erklärenden Variablen verwendet werden.

Die empirischen Schätzungen beziehen sich auf den Zeitraum zwischen dem ersten Quartal 1957 und dem vierten Quartal 1968, so daß der Untersuchung 48 Beobachtungswerte zugrunde liegen.³

Die verwendeten Zeitreihen haben wir aus den in Teil A angeführten Gründen keinem Saisonbereinigungsverfahren unterworfen. Für die Bestandsgrößen werden Quartals-Endwerte verwendet, die Zinssätze stellen Quartals-Durchschnitte dar. Die Geldgrößen werden in Mrd. DM angegeben, die Zinssätze in Dezimalform als

1 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 13 - P. Cagan, The Demand for Currency Relative to the Total Money Supply, The Journal of Political Economy, Vol. 66 (1958), S. 303 f.

2 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 31 f. Fußnote 2

3 Sofern die zu schätzenden Relationen zeitverzögerte endogene Variable enthalten, verringert sich die Zahl der verwendeten Beobachtungswerte entsprechend.

v.H.-Sätze. Eine nähere Beschreibung der verwendeten Zeitreihen findet sich in Anhang II. Den berechneten Schätzungen liegen die ursprünglichen Werte der Variablen zugrunde. Versuche mit logarithmischen Transformationen lieferten durchweg statistisch weniger befriedigende Ergebnisse. Insbesondere ergaben sich bei logarithmischen Ansätzen

- a) Regressionskoeffizienten mit Vorzeichen, die z.T. nicht unseren Erwartungen entsprachen und
- b) Durbin-Watson-Koeffizienten, die auf eine relativ hohe Autokorrelation der latenten Variablen hindeuteten.

Wir haben daraus geschlossen, daß die Annahme einer multiplikativen Verknüpfung zwischen den Variablen nicht sinnvoll ist. Daraus folgt u.a., daß die berechneten Funktionen keine konstanten Elastizitäten besitzen. Wenn wir im folgenden Elastizitätskoeffizienten angeben, so handelt es sich dabei grundsätzlich um die auf die entsprechenden Mittelwerte bezogenen Elastizitäten. Um eine Verwechslung mit den sog. Punktelastizitäten zu vermeiden, die als Elastizitäten einer Funktion an bestimmten Stellen definiert sind, kann man die auf die jeweiligen Mittelwerte bezogenen Elastizitäten als "durchschnittliche" Elastizitäten bezeichnen.

Bei empirischen Untersuchungen wird die Spezifikation der in einen Regressionsansatz aufzunehmenden Variablen (Hypothesen) häufig in folgender Weise vorgenommen:

Man berechnet zunächst die Einfachregression mit dem höchsten (einfachen) Korrelationskoeffizienten. Anschließend werden die übrigen erklärenden Variablen in der Reihenfolge ihrer partiellen Korrelationskoeffizienten in die Regression aufgenommen, wobei die Signifikanz jeweils über einen partiellen F-Test geprüft wird. Das Verfahren wird abgebrochen, wenn bei dem gegebenen Signifikanzniveau keine der verbleibenden erklärenden Variablen einen signifikanten F-Wert liefert.

Ein derartiges Vorgehen ist jedoch wegen der - insbesondere bei Zeitreihenanalysen - oft außerordentlich hohen Interkorre-

lation zwischen ökonomischen Variablen nicht unproblematisch. Bei hoher Interkorrelation erreicht man mit nur wenigen erklärenden Variablen eine nahezu perfekte Korrelation. Das muß aber keineswegs notwendig bedeuten, daß die nicht in den Kalkül einbezogenen Variablen von untergeordneter Bedeutung sind. Es ist durchaus denkbar, daß der Einfluß der letzteren über die im Ansatz erfaßten gemessen wird. In einem derartigen Fall hängt der zusätzliche Erklärungswert einer neu aufzunehmenden Variablen u.a. von den bereits im Ansatz aufgenommenen Variablen ab. Das Verfahren berücksichtigt demnach nicht, daß die Einführung einer zusätzlichen erklärenden Variablen die Bedeutung der bereits im Ansatz befindlichen Variablen verändern kann. Diesen Mangel versucht die folgende Auswahl-Methode zu beheben:

Es werden zunächst sämtliche (multiplen) Regressionen zwischen der zu erklärenden Variablen und allen denkbaren Kombinationen der erklärenden Variablen bestimmt. Anschließend wird die Regression mit dem höchsten multiplen Bestimmtheitsmaß ausgewählt. Einem derartigen Vorgehen sind jedoch Grenzen gesetzt:

- a) Mit zunehmender Zahl der erklärenden Variablen steigt die Anzahl der denkbaren Kombinationsmöglichkeiten und damit der Rechenaufwand stark an; denn für k erklärende Variable existieren allgemein 2^k Regressionsfunktionen.
- b) Die Auswahl nach dem höchsten multiplen Bestimmtheitsmaß führt nur bei sehr gutem Zahlenmaterial zu eindeutigen Ergebnissen. Als störend erweist sich vor allem die bei ökonometrischen Untersuchungen häufig zu beobachtende hohe Interkorrelation. Es ist daher durchaus möglich, daß mehrere Variablenkombinationen in etwa gleiche Werte für das multiple Bestimmtheitsmaß liefern. Eine eindeutige Entscheidung ist dann nicht mehr möglich.

Es dürfte daher sinnvoll sein, eine Vorauswahl aufgrund von a priori Überlegungen zu treffen und nur einige wenige ökonomisch besonders relevante Hypothesen zu überprüfen.¹

¹ Vgl.: G. Hansen, a.a.O., S. 60

Als Kennziffern zur Beurteilung der Güte der im folgenden berechneten Schätzungen verwenden wir den multiplen Korrelationskoeffizienten R bzw. das multiple Bestimmtheitsmaß R^2 , die t -Werte der Regressionskoeffizienten und teilweise die partiellen Korrelationskoeffizienten bzw. die partiellen Bestimmtheitsmaße. Die t -Werte werden jeweils in Klammern unter den entsprechenden Koeffizienten angegeben. Bei ihrer Interpretation ist jedoch Vorsicht geboten; denn der t -Test ist konzipiert für das klassische Modell der Normalregression.¹ Im vorliegenden Fall ist die Verteilung der Regressionskoeffizienten jedoch unbekannt. Bei den 2SLS-Schätzungen ist darüber hinaus noch zu beachten, daß die "small sample properties" selbst für den Fall einer gegebenen Normalverteilung weitgehend unbekannt sind.

Als Testgröße gegen Autokorrelation der latenten Variablen wird der Durbin Watson-Koeffizient DW verwendet. Die damit zusammenhängende Problematik haben wir bereits in Teil A diskutiert.

Der bei der Schätzung der im folgenden diskutierten empirischen Geldnachfrage- bzw. -angebotsfunktionen entstehende erhebliche Rechenaufwand machte den Einsatz einer Rechenanlage erforderlich. Die Berechnung erfolgte mit Hilfe des IBM-Programms REGRE,² das den speziellen Erfordernissen der vorliegenden Untersuchung entsprechend leicht abgeändert und erweitert wurde. Insbesondere wurde erweiternd eingebaut

- a) als Testverfahren gegen Autokorrelation der latenten Variablen der Durbin Watson-bounds-Test sowie
- b) die Möglichkeit der Durchführung von autoregressiven Transformationen, wobei als Erzeugungsmodell für die latenten Variablen der in Abschnitt 6.22. diskutierte Yule-Walker-Prozeß unterstellt wurde.

1 Vgl.: J. Johnston, a.a.O., S. 115 ff.

2 International Business Machines Corporation (IBM), Data Processing Division, Scientific Subroutine Package (SSP), (360 A - CM - 03 X) Version III, New York 1968, S. 404 ff.

Darüber hinaus erfolgte eine Erweiterung dergestalt, daß die Berechnung von 2SLS-Schätzungen möglich wurde.

4. Ein statischer Ansatz - Ergebnisse der OLS-Schätzungen

In einem ersten Ansatz wurde versucht, die Nachfrage nach Geld, Bar- und Sichtdepositen durch das Brutto-Sozialprodukt Y , den Kapitalmarktzins r sowie die Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 zu erklären. Es ergaben sich die folgenden OLS-Schätzungen:

$$(11) \quad M_1 = 6,6025 + 2,3481S_1 + 1,2938S_2 + 0,2236S_3 + 0,6486Y - 0,8985r$$

$$(4,1190) \quad (2,3040) \quad (0,4001) \quad (82,5627) \quad (-4,2539)$$

$$R = 0,9970 \quad DW = 1,1987$$

$$(12) \quad D = 1,6525 + 0,2997S_1 - 0,2201S_2 - 1,0173S_3 + 0,4382Y - 0,8372r$$

$$(0,7403) \quad (-0,5570) \quad (-2,5128) \quad (78,5454) \quad (-5,0223)$$

$$R = 0,9968 \quad DW = 1,3470$$

$$(13) \quad C = 4,8125 + 1,9939S_1 + 1,4356S_2 + 1,1556S_3 + 0,2118Y - 0,1485r$$

$$(5,9070) \quad (4,3173) \quad (3,4217) \quad (45,5243) \quad (-1,0687)$$

$$R = 0,9902 \quad DW = 0,5944$$

Die hohen Werte der multiplen Korrelationskoeffizienten R lassen vermuten, daß die Nachfrage der Nichtbanken nach Geld i.e.S. bzw. nach Bar- und Sichtdepositen durch das Brutto-Sozialprodukt Y , den Kapitalmarktzins r sowie die Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 so gut wie vollständig "erklärt" wird.

Sieht man von den Saisonvariablen ab, so weisen alle Koeffizienten das erwartete Vorzeichen auf und sind - mit Ausnahme des Koeffizienten der Zins-Variablen r in der Nachfragerelation für Bardepositen - bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 5 v.H. statistisch signifikant. Allerdings deuten die niedrigen Durbin-Watson-Koeffizienten auf eine relativ starke positive Autokorrelation der latenten Variablen hin, so daß zu erwarten ist, daß die t -Werte und die Bestimmtheit der Regressionen überschätzt werden.

Für die (auf die Mittelwerte bezogenen) Einkommens- und Zins-

elastizitäten ergibt sich

$$\varepsilon(M_1/Y) = 0,984$$

$$\varepsilon(D/Y) = 1,112$$

$$\varepsilon(C/Y) = 0,799$$

$$\varepsilon(M_1/r) = -0,108$$

$$\varepsilon(D/r) = -0,152$$

$$\varepsilon(C/r) = -0,040$$

Wir erhalten also ein Ergebnis, das sich weitgehend mit analogen Untersuchungen sowohl in der Bundesrepublik als auch in den USA deckt:¹ Die Einkommenselastizität der Geldnachfrage liegt in der Größenordnung von Eins, die Zinselastizität der Geldnachfrage ist relativ gering, diejenige der Bargeldnachfrage ist nicht signifikant von Null verschieden.

Auf eine nähere Diskussion der Relationen (11) bis (13) sei verzichtet. Denn trotz der vergleichsweise guten statistischen Ergebnisse erscheint es fraglich, ob statische Ansätze im vorliegenden Fall geeignet sind, die Nachfrage nach Geld bzw. nach Bar- und Sichtdepositen zu erklären. Derartigen Ansätzen liegt nämlich implizit die Annahme zugrunde, daß der Prozeß der Anpassung der Nachfrage an eine veränderte Datensituation voll in der Periode der Datenänderung erfolgt. Das mag bei Verwendung von Jahresdaten einigermaßen sinnvoll sein, bei Verwendung von Quartalsdaten gewinnt jedoch die Unterscheidung zwischen der kurzfristigen Reaktion der Nachfrage und dem langfristigen Anpassungsprozeß an den Gleichgewichtswert an Bedeutung.²

Es ist heute weitgehend unbestritten, daß die Anpassung der Nachfrage nach Geld bzw. Bar- und Sichtdepositen an veränderte Daten wegen der Unsicherheit der zukünftigen Entwicklung sowie wegen technischer und institutioneller Friktionen relativ langsam erfolgt.³ Es ist daher zu erwarten, daß sich die

1 Vgl. z.B.: U. Westphal, Theoretische und Empirische Untersuchungen zur Geldnachfrage und zum Geldangebot (Kieler Studien, Bd. 110), Tübingen 1970 - H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit..., S. 70 ff. - A.H. Meltzer, The Demand for Money: The Evidence from Time Series, The Journal of Political Economy, Vol. 71 (1963), S. 219 ff.

2 Vgl.: H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit..., S. 77

3 Ebenda

Auswirkungen bspw. einer Zinssatzänderung nicht in der Periode der Datenänderung erschöpfen, sondern auch noch in spätere Perioden hineinreichen. Daraus folgt die Notwendigkeit der Spezifizierung dynamischer Relationen, und zwar vor allem aus folgenden Gründen:

- a) Sofern der Realität ein dynamisches Modell entspricht, impliziert die Verwendung eines statischen Ansatzes i.d.R. einen Spezifikationsbias, zumindest aber einen Effizienzverlust.
- b) Die Existenz von time-lags in der Geldnachfragerelation kann - wie kürzlich D.P. Tucker¹ gezeigt hat - von entscheidender Bedeutung sein für die Beurteilung der Effizienz der geldpolitischen Maßnahmen der Bundesbank.

Letzteres sei im folgenden kurz erläutert.

Argumentiert man mit der Keynesischen Theorie, so bewirken Variationen der geldpolitischen Parameter über die Veränderung der einzelwirtschaftlichen Liquidität eine Änderung des Zinsniveaus.² Auf diese Änderung des Zinsniveaus reagiert das Publikum mit einer Änderung der Investitionstätigkeit, die ihrerseits dann eine gleichgerichtete Änderung der Konsumausgaben induziert. Die Effizienz der geldpolitischen Maßnahmen der Bundesbank hängt dabei nach h.M. vornehmlich von der Geschwindigkeit ab, mit der die Investitionstätigkeit auf Variationen des Zinsniveaus reagiert.³ Tucker hat jedoch in der oben erwähnten Studie gezeigt, daß die Existenz größerer zeitlicher Reaktionsverzögerungen der Investitionstätigkeit bezüglich Variationen des Zinsniveaus kein ausreichender Maßstab für die Beurteilung der Effizienz des geldpolitischen Instrumentariums der Bundesbank ist.

1 D.P. Tucker, Income Adjustment to Money-Supply Changes, The American Economic Review, Vol. 66 (1966), S. 433 ff.

2 Vgl.: J. Siebke und M. Willms, a.a.O., S. 57

3 Vgl.: H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit..., S. 78

Tucker demonstriert seine Überlegungen an dem folgenden stark vereinfachten "dynamisierten" Keynesischen Modell¹:

$$J^*(t) = (1-h_1) \left[\beta_{10} + \beta_{11} Y(t) + \beta_{12} r(t) + h_1 J^*(t-1) \right]$$

$$C^*(t) = (1-h_1) \left[\beta_{20} + \beta_{21} Y(t) \right] + h_1 C^*(t-1)$$

$$Y(t) = C^*(t) + J^*(t)$$

$$M^*(t) = (1-h_2) \left[\beta_{30} + \beta_{31} Y(t) + \beta_{32} r(t) \right] + h_2 M^*(t-1)$$

$$M^S(t) = M^*(t)$$

wobei C^* = gewünschter Konsum

J^* = gewünschtes Investitionsvolumen

M^* = gewünschte Geldhaltung

M^S = Geldangebot (exogen)

Y = Volkseinkommen

r = Zinssatz

h_1, h_2 = lag-Parameter mit $0 \leq h_1, h_2 < 1$

Das obige Modell impliziert u.a., daß

- a) die laufenden Werte der Investitions-, der Konsum-, der Geld- und der Investitionsnachfrage abhängig sind von sämtlichen laufenden und vergangenen Werten der erklärenden Variablen Y bzw. r , wobei die numerischen Werte der Reaktionskoeffizienten im Zeitablauf dem Betrage nach geometrisch abnehmen und
- b) der Geldmarkt in jeder Periode vollständig geräumt wird, d.h. daß die Geldnachfrage M^* stets die gleichen Veränderungen erfährt wie das (als exogen spezifizierte) Geldangebot M^S .

Auf eine nähere Diskussion der empirischen Relevanz des Tucker-Modells sei verzichtet, da das Modell "...is far to simple to be regarded as a serious representation of the real

1 Vgl.: D.P. Tucker, a.a.O., S. 435

world. Rather, it is simply an illustration, an expository device to help bring out in the conciseness of mathematics the properties of one particular economic adjustment mechanism."¹

Gemäß b) ist davon auszugehen, daß die Geldnachfrage den gleichen Veränderungen unterliegt wie das Geldangebot. Da Variationen des Volkseinkommens Y und des Zinssatzes r unabhängig voneinander die Anpassung der Geldnachfrage beeinflussen, werden - sofern das Volkseinkommen bei Datenänderungen nur allmählich, d.h. zeitverzögert variiert - auch die entsprechenden durch Änderungen des Volkseinkommens induzierten Einflüsse auf die Geldnachfrage nur allmählich wirksam. Das hat zur Folge, daß kurzfristig der den Markt räumende Zinssatz

a) bei einer restriktiven Geldpolitik oberhalb und

b) bei einer expansiven Geldpolitik unterhalb

seines (langfristigen) Gleichgewichtswertes liegt.² Denn anfangs hat das Volkseinkommen Y "...a small impact on money demand because only a portion of the total adjustment in Y has occurred. This throws onto r a part of the adjustment burden that will later be born by Y , and thus it overshoots at first in compensating for the lag in Y ."³ Die Existenz von time-lags in der Geldnachfragerelation verstärkt also u.U. die Bewegungen des Zinssatzes. "... M^* must in any case change by the amount of the change in the money supply, and therefore if there are lags, r must change by a greater amount initially in order to clear the money market."⁴ Diese Verstärkung der Variationen des Zinsniveaus hat bezüglich der Investitionstätigkeit einen Effekt, der demjenigen des Investitions-lag entgegengerichtet ist.⁵ Es ist daher denkbar, daß evtl. zeitliche Verzögerungen zwischen Investitionstätigkeit und Zinsniveau durch andere time-lags des Systems kompensiert werden.

1 Ebenda, S. 436

2 Vgl.: H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit..., S. 78

3 D.P. Tucker, a.a.O., S. 443

4 Ebenda, S. 443 f.

5 Ebenda - H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit..., S. 78

"Changes in the interest rate influence income through their impact on investment. Of course, vigorous overshooting of the interest rate need not necessarily imply any corresponding immediate response by investment and income, in general. However, a crucial property of the lag formulation of investment demand being studied here lies in the fact that the lag is distributed, not discrete. Investment may depend relatively more heavily on past values of r , but at the same time it depends, to some small degree, on the current value of r . This small linkage gives r the direct tie it needs."¹

Eine nähere Untersuchung der lag-Struktur der Nachfrage nach Geld bzw. nach Bar- und Sichtdepositen scheint daher nicht uninteressant. Dabei sei gleichzeitig ein kurzer Überblick gegeben über die wichtigsten bisher in der Literatur zur Erklärung der Geldnachfrage verwendeten dynamischen Modelle und ihre Problematik.

¹ D.P. Tucker, a.a.O., S. 444

5. Distributed lag-Modelle mit geometrischer lag-Verteilung (Koyck-Modell)

Wie oben erläutert, ist davon auszugehen, daß sich der Prozeß der Anpassung der Geldnachfrage der einzelnen Wirtschaftssubjekte an eine veränderte Datensituation über mehrere Quartale erstreckt. Weiterhin ist zu erwarten, daß die time-lags, mit denen die Wirtschaftssubjekte auf Datenänderungen reagieren, i.d.R. von Wirtschaftssubjekt zu Wirtschaftssubjekt verschieden sind. Es erscheint daher gerechtfertigt, den Anpassungsprozeß der Gesamtheit der Geldnachfrager an eine geänderte Datensituation durch ein distributed lag-Modell zu beschreiben.¹ In der Literatur wird in diesem Zusammenhang - wohl vornehmlich aus rechentechnischen Gründen - fast ausschließlich mit distributed lag-Modellen vom Koyck-Typ gearbeitet. Und zwar wird hauptsächlich das "Modell der partiellen Anpassung" und etwas seltener das "Modell mit korrigierten Erwartungen" verwendet.² Beide Modelle unterstellen eine a priori gegebene lag-Verteilung vom Koyck-Typ (geometrische lag-Verteilung).³ Die Frage, inwieweit eine derartige Annahme im monetären Bereich sinnvoll ist, sei zunächst zurückgestellt. Wir werden in Abschnitt 8.33. darauf zurückkommen. Zuvor seien die beiden Modelle kurz diskutiert.

11. Das Modell der partiellen Anpassung

Dem Modell der partiellen Anpassung liegt die Annahme zugrunde, daß die Wirtschaftssubjekte im Rahmen ihres Portefeuille-Verhaltens langfristig ein gewisses Geldvolumen $M^*(t)$ zu hal-

1 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 33

2 Vgl.: E.L. Feige, Expectations and Adjustments in the Monetary Sector, The American Economic Review, Papers and Proceedings, Vol. 57 (1967), S. 463 ff.

3 Vgl.: L.M. Koyck, Distributed Lags and Investment Analysis, Contributions to Economic Analysis 4, Amsterdam 1954 - M. Nerlove, Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural and Other Commodities (Agricultural Handbook No. 141), Washington D.C. 1958

ten wünschen. Der Anpassungsprozeß des realisierten Geldvolumens $M(t)$ an den langfristig gewünschten Bestand $M^*(t)$ wird dadurch gekennzeichnet, daß innerhalb einer Periode jeweils ein konstanter Teil $(1-h)$ der Differenz zwischen dem im Zeitpunkt $t-1$ realisierten Geldvolumen $M(t-1)$ und dem gewünschten Bestand $M^*(t)$ ausgeglichen wird.¹

$$(14) \quad M(t) = M(t-1) + (1-h) [M^*(t) - M(t-1)]$$

Eine direkte empirische Überprüfung dieser Annahme ist nicht möglich, da der gewünschte Geldbestand $M^*(t)$ eine nicht beobachtbare Größe darstellt. Es ist daher erforderlich, letzteren in Beziehung zu setzen zu beobachtbaren Daten. Dies geschieht im "Modell der partiellen Anpassung" durch die Annahme, daß $M^*(t)$ in Form einer linearen Regressionsbeziehung vom laufenden statistischen Einkommen $Y(t)$ abhängt.²

$$(15) \quad M^*(t) = \theta_0 + \theta_1 Y(t) + v(t)$$

Dabei bezeichnen θ_0 und θ_1 strukturelle Parameter sowie $v(t)$ die latente Variable.

Setzt man (15) in (14) ein, so erhält man eine Gleichung, die nur noch beobachtbare Daten enthält

$$\begin{aligned} M(t) - M(t-1) &= (1-h) [\theta_0 + \theta_1 Y(t) + v(t) - M(t-1)] \\ M(t) &= \theta_0 (1-h) + \theta_1 (1-h) Y(t) + hM(t-1) + (1-h)v(t) \end{aligned}$$

$$(16) \quad M(t) =: \beta_0 + \beta_1 Y(t) + hM(t-1) + u(t)$$

$$\text{mit} \quad (17) \quad \beta_0 = \theta_0 (1-h) ; \quad \beta_1 = \theta_1 (1-h)$$

$$\text{mit} \quad (18) \quad u(t) = (1-h)v(t)$$

Relation (16) stellt die sog. reduzierte Form des Modells der partiellen Anpassung dar.³ Sie ist zur Parameterschätzung re-

1 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 33

2 Vgl.: E.L. Feige, a.a.O., 463 f.

3 Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie II, S. 84

lativ gut geeignet: Man ermittelt zunächst Schätzungen für β_0 , β_1 sowie h und berechnet dann unter Verwendung von (17) die Parameter θ_0 und θ_1 . Allerdings ist bei der Schätzung die Nebenbedingung $0 < 1 - h$ zu beachten. Da diese jedoch i.d.R. von selbst erfüllt ist, entstehen hierdurch meist keine besonderen Schwierigkeiten.¹

Die obigen Ausführungen sind vornehmlich formaler Natur, sie liefern keine ökonomische Begründung für die Form des unterstellten Anpassungsprozesses. Im folgenden wird daher versucht, die Annahme, daß der Prozeß der Anpassung der aggregierten Geldnachfrage an den langfristig gewünschten Bestand durch den Reaktionsmechanismus der partiellen Anpassung beschrieben werden kann, aus ökonomischen Zusammenhängen abzuleiten.

22. Eine ökonomische Interpretation des Reaktionsmechanismus der partiellen Anpassung²

Wir nehmen wiederum an, daß die Wirtschaftssubjekte im Rahmen ihres Portefeuille-Verhaltens langfristig ein gewisses Geldvolumen $M^*(t)$ zu halten wünschen. Weiterhin sei unterstellt, daß im Falle einer Diskrepanz zwischen realisiertem Geldvolumen $M(t)$ und langfristig gewünschtem Bestand $M^*(t)$ folgende Kosten anfallen:

a) Kosten, die bedingt sind durch die Abweichung der realisierten Kassenhaltung von dem gewünschten Kassenbestand und

b) Kosten, die bedingt sind durch die Portfolio-Sequenz

Hinsichtlich der Kosten, die durch Abweichungen der realisierten Kassenhaltung von dem gewünschten Kassenbestand bedingt sind, ist folgendes zu sagen:

1 Ebenda, S. 89

2 Die folgenden Ausführungen basieren auf E.L. Feige, a.a.O., S. 466 f.

- a) Ist die realisierte Kassenhaltung größer als die gewünschte, so entstehen Kosten in Form von entgangenen zukünftigen Gewinnen, da die überschüssigen Beträge rentierlich hätten angelegt werden können.
- b) Ist die realisierte Kassenhaltung kleiner als die gewünschte, so entstehen Kosten in Form eines steigenden Risikos, illiquide zu werden sowie in Form der mit einem "cash management" verbundenen Unbequemlichkeiten.

Da anzunehmen ist, daß obige Kosten mit wachsender Diskrepanz zwischen realisiertem und gewünschtem Kassenbestand überproportional zunehmen, sei die folgende quadratische Kostenfunktion unterstellt

$$(19) \quad K_1 = c[M(t) - M^*(t)]^2$$

Bei den Kosten, die durch die Portfolio-Sequenz bedingt sind, handelt es sich vornehmlich um Kosten der Konversion von Geld in rentierliche Aktiva bzw. umgekehrt. Wir betrachten diese Kosten als quadratische Funktion der Änderung der realisierten Kassenhaltung

$$(20) \quad K_2 = d[M(t) - M(t-1)]^2$$

Für die Gesamtkosten K erhält man dann

$$K = K_1 + K_2$$

$$(21) \quad K = c[M(t) - M^*(t)]^2 + d[M(t) - M(t-1)]^2$$

Rationales Verhalten unterstellt, werden die Wirtschaftssubjekte den Kassenbestand $M(t)$ realisieren, der bei gegebenen $M(t-1)$ und $M^*(t)$ die Gesamtkosten minimiert. Wir differenzieren (21) daher nach $M(t)$, setzen die Ableitung gleich null und lösen nach $M(t)$ auf

$$\frac{\partial K}{\partial M(t)} = 2c[M(t) - M^*(t)] + 2d[M(t) - M(t-1)] = 0$$

$$(22) \quad M(t) = \frac{c}{c+d} M^*(t) - \frac{d}{c+d} M(t-1)$$

Definieren wir $(1-h) = \frac{c}{c+d}$, so können wir für (22) schreiben

$$M(t) = M(t-1) + (1-h) [M^*(t) - M(t-1)]$$

Das oben spezifizizierte Modell impliziert also, daß bei Abweichungen zwischen der gewünschten und der realisierten Kassenhaltung die Anpassung des realisierten an den gewünschten Kassenbestand gemäß dem Reaktionsmechanismus der partiellen Anpassung erfolgt.

Das obige Modell gestattet eine interessante Schlußfolgerung, wenn man folgende Zusammenhänge beachtet:

- a) Normalerweise wird man davon ausgehen können, daß einerseits die Kosten einer Konversion von Geld in rentierliche Anlagen (bzw. umgekehrt) unterproportional zum Anlagebetrag steigen, und daß andererseits mit steigendem Transaktionsvolumen die jeweiligen Anlagebeträge größer werden, m.a.W., daß die Kosten der Anpassung des Portefeuille relativ sinken. Es ist folglich zu erwarten, daß mit steigendem Transaktionsvolumen cet. par. eine Vergrößerung der Anpassungsgeschwindigkeit einhergeht.
- b) Auch die Organisation des Kapitalmarktes wird nicht ohne Einfluß auf die Anpassungsgeschwindigkeit der Geldnachfrage sein. So wird bspw. eine Vergrößerung des Angebots an engen Geldsubstituten zu einer Verminderung der Anpassungsgeschwindigkeit führen, da dadurch cet. par. die Kosten einer ungleichgewichtigen Situation verringert werden.

Zusammenfassend wird man daher sagen können, daß die im "Modell der partiellen Anpassung" implizit enthaltene Annahme, die Anpassungsgeschwindigkeit der Geldnachfrage an veränderte Daten sei über längere Zeiträume konstant, recht problematisch ist.

Bei dieser kurzen Diskussion des "Modells der partiellen Anpassung" wollen wir es im gegenwärtigen Zusammenhang bewenden lassen und zunächst die Grundzüge des oben bereits erwähnten "Modells mit korrigierten Erwartungen" darstellen.

33. Das Modell mit korrigierten Erwartungen

Dem "Modell mit korrigierten Erwartungen" liegt die Annahme zugrunde, daß die Wirtschaftssubjekte ihre Geldnachfrage als lineare Funktion des von ihnen langfristig erwarteten Einkommens $Y^E(t)$ bestimmen.

$$(23) \quad M(t) = \theta_0 + \theta_1 Y^E(t) + v(t)$$

Ähnlich wie die gewünschte Geldmenge $M^*(t)$ ist auch das erwartete Einkommen $Y^E(t)$ eine nicht beobachtbare Größe, die es folglich in Beziehung zu setzen gilt zu beobachtbaren Daten. Im "Modell mit korrigierten Erwartungen" geschieht dies durch die Annahme, daß das im Zeitpunkt t langfristig erwartete Einkommen $Y^E(t)$ gleich dem im Zeitpunkt $t-1$ erwarteten Einkommen $Y^E(t-1)$ ist, korrigiert um $(1-h_Y)$ v.H. der Differenz zwischen dem im Zeitpunkt t realisierten und dem im Zeitpunkt $t-1$ erwarteten Einkommen¹

$$(24) \quad Y^E(t) = Y^E(t-1) + (1-h_Y) [Y(t) - Y^E(t-1)]$$

Definieren wir²

$$(25) \quad L^n \xi(t) =: \xi(t-n) \quad n = \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots$$

wobei ξ Zufallsvariable und L den lag-Operator symbolisieren, und bezeichnen wir mit $P(L)$ und $Q(L)$ Polynome in L mit skalaren Koeffizienten³

$$(26) \quad \begin{aligned} P(L) &= a_0 L^0 + a_1 L^1 + a_2 L^2 + \dots + a_G L^G \\ Q(L) &= b_0 L^0 + b_1 L^1 + b_2 L^2 + \dots + b_H L^H \end{aligned}$$

1 Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie II, S. 84

2 Vgl.: M.G. Kendall and A. Stuart, The Advanced Theory of Statistics, Vol. 3 (im folgenden zitiert als: The Advanced Theory III), London 1968, S. 416

3 P. Schönfeld, Ökonometrie II, S. 81 f.

so können wir für die dem "Modell mit korrigierten Erwartungen" entsprechende lag-erzeugende Funktion $W(L)$ schreiben

$$(27) \quad W(L) = \frac{P(L)}{Q(L)}$$

mit $F=1$; $G=0$; $a_0=(1-h_Y)$; $b_f=(-1)^f \binom{1}{f} h_Y^f$, wobei $f=0,1$

Unter Verwendung dieser Definitionen erhalten wir für (24)

$$(28) \quad Y^E(t) = W(L)Y(t)$$

Setzt man (28) in (23) ein und multipliziert mit $Q(L)$, so ergibt sich

$$Q(L)M(t) = Q(L)\theta_0 + \theta_1 P(L)Y(t) + Q(L)v(t)$$

$$M(t) - h_Y M(t-1) = \theta_0 (1-h_Y) + \theta_1 (1-h_Y)Y(t) + v(t) - h_Y v(t-1)$$

$$M(t) = \theta_0 (1-h_Y) + \theta_1 (1-h_Y)Y(t) + h_Y M(t-1) + v(t) - h_Y v(t-1)$$

$$(29) \quad M(t) = : \beta_0 + \beta_1 Y(t) + h_Y M(t-1) + u(t)$$

$$\text{mit } (30) \quad \beta_0 = \theta_0 (1-h_Y) \quad ; \quad \beta_1 = \theta_1 (1-h_Y)$$

$$\text{und } (31) \quad u(t) = v(t) - h_Y v(t-1)$$

Relation (29) stellt die reduzierte Form des "Modells mit korrigierten Erwartungen" dar. Sie bildet, ähnlich wie diejenige im "Modell der partiellen Anpassung", die Grundlage für Parameterschätzungen.

Die obigen Ausführungen sind - wie die entsprechenden Erörterungen im Rahmen der Diskussion des "Modells der partiellen Anpassung" - vornehmlich formaler Natur; sie liefern keine ökonomische Begründung für die Form des unterstellten Anpassungsprozesses. Im folgenden sei daher versucht, den Reaktionsmechanismus der "korrigierten Erwartungen", ähnlich wie denjenigen der "partiellen Anpassung", aus ökonomischen Zusammenhängen abzuleiten.

44. Eine ökonomische Interpretation des Reaktionsmechanismus der korrigierten Erwartungen

Das "Modell mit korrigierten Erwartungen" läßt mehrere Interpretationsmöglichkeiten zu. U.a. kann man es als statistisch operationale Darstellung der permanent income-Hypothese von M. Friedman auffassen.¹ Dies sei im folgenden näher erläutert.

Nach M. Friedman ist die aggregierte Geldnachfrage eine stabile Funktion des permanent income Y^P .² Dabei ist letzteres - wie bereits erwähnt - als langfristig erwarteter Vermögensertrag aufzufassen.

Eine empirische Überprüfung der permanent income-Hypothese erfordert zunächst, das analytische Konzept des permanent income in eine statistisch operationale Form zu transformieren. Das impliziert natürlich die - leider nicht auszuschaltende - Gefahr einer unzulässigen Ablehnung der permanent income-Hypothese, sofern die empirische Approximation durch das Transformationsmodell unzulänglich ist. Friedman legt als Transformationsmodell die exponentielle Gewichtung zugrunde und kommt so zum Modell des expected income

$$(32) \quad M(t) = \theta_0 + \theta_1 Y^E(t) + v(t)$$

Das expected income $Y^E(T)$ ist definiert durch die folgende stetige Funktion³

$$(33a) \quad Y^E(T) = Y(0)e^{\alpha T} + \int_{-\infty}^T e^{\alpha(t-T)} \zeta(t-T) [Y(t) - Y(0)e^{\alpha t}] e^{\alpha(T-t)} dt$$

Dabei bezeichnet e die Basis der natürlichen Logarithmen,

-
- 1 Vgl. zum folgenden: L.R. Klein, The Friedman Becker Illusion, The Journal of Political Economy, Vol. 66 (1958), S. 539 ff.
 - 2 M. Friedman entwickelt die permanent income-Hypothese in der Untersuchung: M. Friedman, A Theory of the Consumption Function (Im folgenden zitiert als: A Theory of the Consumption Function), Princeton 1957, S. 20 ff.
 - 3 Der mathematische Ansatz für die Gewichtung stammt von P. Cagan, The Monetary Dynamics of Hyperinflation, In: M. Friedman, Ed., Studies in the Quantity Theory of Money, Chicago 1956, S. 25 ff.

ζ einen Reaktionsparameter und α eine konstante säkulare Wachstumsrate. Der Term in der eckigen Klammer ist als Abweichung des gemessenen Einkommens vom Trend $Y(0)e^{\alpha t}$ zu interpretieren.¹

In etwas anderer Form können wir für (33a) schreiben

$$(33b) \quad Y^E(T) = \zeta \int_{-\infty}^T e^{(\zeta - \alpha)(t-T)} Y(t) dt$$

Das expected income ist also gleich dem gewogenen Durchschnitt der vergangenen statistischen Einkommen, im Hinblick auf säkulares Wachstum modifiziert um einen Periodensatz von α Prozent, wobei die Gewichte in der Form $e^{\zeta(t-T)}$ exponentiell abnehmen.

Die stetige Relation (33b) ist für statistische Zwecke wenig geeignet. Sie sei daher durch eine diskrete Funktion approximiert:

$$(34) \quad Y^E(t) = \frac{\zeta}{\zeta - \alpha} \left[1 - e^{-(\zeta - \alpha)} \right] \sum_{\tau=0}^{\infty} e^{-(\zeta - \alpha)\tau} Y(t - \tau)$$

Setzen wir diesen Ausdruck in (32) ein, so folgt

$$(35) \quad M(t) = \theta_0 + \theta_1 \frac{\zeta}{\zeta - \alpha} \left[1 - e^{-(\zeta - \alpha)} \right] \sum_{\tau=0}^{\infty} e^{-(\zeta - \alpha)\tau} Y(t - \tau) + v(t)$$

$$(35) \quad M(t) =: \theta_0 + \theta_1^* \sum_{\tau=0}^{\infty} (1 - h_Y) h_Y^\tau Y(t - \tau) + v(t)$$

mit $(36) \quad \theta_1^* = \theta_1 \frac{\zeta}{\zeta - \alpha} \quad \text{und} \quad h_Y = e^{-(\zeta - \alpha)}$

Unter Verwendung der Definitionen (25) bis (27) können wir für (35) schreiben

$$M(t) = \theta_0 + \theta_1^* W(L) Y(t) + v(t)$$

Multipliziert man die obige Gleichung mit $Q(L)$, so erhält man

$$Q(L)M(t) = Q(L)\theta_0 + \theta_1^* P(L)Y(t) + Q(L)v(t)$$

1 Vgl.: M. Friedman, A Theory of the Consumption Function, S. 144

Daraus folgt für die reduzierte Form

$$M(t) = \beta_0 + \beta_1 Y(t) + h_Y M(t-1) + u(t)$$

mit $\beta_0 = \theta_0 (1-h_Y) \quad ; \quad \beta_1 = \theta_1^* (1-h_Y)$

und $u(t) = v(t) - h_Y v(t-1)$

Obige Relationen definieren die reduzierte Form des "Modells mit korrigierten Erwartungen". Damit ist die eingangs aufgestellte Behauptung bewiesen, daß das "Modell mit korrigierten Erwartungen" als statistisch operationale Darstellung der permanent income-Hypothese von M. Friedman interpretiert werden kann.

Wie eingangs erwähnt, ist die permanent income-Hypothese jedoch nicht die einzige Interpretationsmöglichkeit für den Reaktionsmechanismus der korrigierten Erwartungen. Eine andere mögliche Interpretation ist bspw., das expected income als Prognose für das laufende statistische Einkommen aufzufassen. Muth¹ hat gezeigt, daß die dem Modell mit "korrigierten Erwartungen" entsprechende "Erwartung-erzeugende"-Funktion

$$Y^E(t) = (1-h_Y) [Y(t) + h_Y Y(t-1) + h_Y^2 Y(t-2) + \dots + h_Y^n Y(t-n)]$$

eine optimale Prognoseschätzung für das laufende statistische Einkommen liefert, sofern der das letztere erzeugende Prozeß so gestaltet ist, daß die Veränderungen des laufenden statistischen Einkommens als gleitender Durchschnitt erster Ordnung über weißes Rauschen aufgefaßt werden können.²

1 Vgl.: J.F. Muth, Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts, Journal of the American Statistical Association, Vol. 55 (1960)

2 Unter "weißem Rauschen" versteht man einen i.w.S. stationären Prozeß $\{e(t)\}$, bei dem die $e(t)$ den Erwartungswert $E[e(t)] = 0$ haben und paarweise unkorreliert sind. - Unter "reinem weißen Rauschen" versteht man einen rein zufälligen stochastischen Prozeß $\{e(t)\}$ mit dem Erwartungswert $E[e(t)] = 0$ und endlicher Varianz $V[e(t)] = \sigma_e^2 > 0$.

Das "Modell mit korrigierten Erwartungen" kann also u.a. sowohl als Erzeugungsmodell einer optimalen Prognose für das laufende statistische Einkommen als auch als statistisch operationale Darstellung der permanent income-Hypothese interpretiert werden. Eine a priori Entscheidung für das eine oder das andere Erklärungsmodell ist kaum möglich.

Wie bereits eingangs erwähnt, wird in der Literatur bei empirischen Untersuchungen der Geldnachfrage - sofern überhaupt dynamische Modelle verwendet werden - fast ausschließlich mit den oben diskutierten Modellen vom Koyck-Typ gearbeitet. Gerade dieser Modell-Typ wirft aber i.d.R. eine ganze Reihe von schwerwiegenden schätztechnischen Problemen auf, deren Nichtbeachtung die Qualität der berechneten Schätzungen u.U. erheblich beeinträchtigen kann. Die wichtigsten der damit zusammenhängenden Fragen seien im folgenden kurz diskutiert.

In der Literatur werden diese Probleme - zumindest in empirischen Arbeiten - meist stillschweigend übergangen. Eine Diskussion der daraus resultierenden Konsequenzen sowie evtl. Lösungsmöglichkeiten scheint uns jedoch erforderlich, da ansonsten eine sinnvolle Beurteilung der errechneten Schätzungen kaum möglich ist.

6. Spezielle schätztechnische Probleme in distributed lag-Modellen vom Koyck-Typ

11. Die Identifizierbarkeit der strukturellen Form

Der Beobachtung zugänglich sind im Koyck-Modell grundsätzlich nur die reduzierten Formen, d.s. hier die Relationen (16) bzw. (29). Dies impliziert i.d.R. ein Identifikationsproblem;¹ denn sowohl (16) als auch (29) sind inhomogene, lineare Relationen zwischen der Geldnachfrage $M(t)$ einerseits und dem Volkseinkommen $Y(t)$ sowie der um eine Periode verzögerten Geldnachfrage $M(t-1)$ andererseits mit unbekannten Parametern und additiven latenten Variablen. Sofern über letztere a priori nur bekannt ist, daß sie einen Erwartungswert von null besitzen, können wir allein aufgrund der beobachtbaren Daten nicht zwischen den Reaktionsmechanismen der "korrigierten Erwartungen" und der "partiellen Anpassung" unterscheiden. Die Identifizierbarkeit läßt sich nur erreichen, wenn zusätzliche a priori Informationen - bspw. daß die Geldnachfrage zinselastisch ist - erhältlich sind. Die Möglichkeiten und Grenzen der Erfassung einer zinselastischen Geldnachfragerelation im Rahmen eines Koyck-Modells werden unter Punkt 8. ausführlich diskutiert. Wir wollen es daher im gegenwärtigen Zusammenhang bei diesem kurzen Hinweis auf die evtl. Schwierigkeiten hinsichtlich der Identifizierbarkeit der strukturellen Parameter bewenden lassen.

22. Die Autokorrelation der latenten Variablen

Eine weitere schätztechnische Schwierigkeit im Koyck-Modell resultiert aus der Tatsache, daß sich die latenten Variablen beim Übergang von der finalen zur reduzierten Form transformieren.

a) Im Modell mit "korrigierten Erwartungen" gilt für die la-

1 Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie II, S. 85 ff.

tenten Variablen der reduzierten Form

$$(37) \quad u(t) = (1 - h_Y L) v(t)$$

Unterstellt man, daß die latenten Variablen der finalen Form durch einen autoregressiven Prozeß erster Ordnung mit weißem Rauschen $e(t)$ als Input erzeugt werden, so gehorchen diejenigen der reduzierten Form dem folgenden relativ komplizierten Prozeß der gleitenden Summation über weißes Rauschen

$$(38) \quad u(t) = \frac{1 - h_Y L}{1 - \varrho_1 L} e(t)$$

Aus (38) ist ersichtlich, daß die latenten Variablen der reduzierten Form selbst dann autokorreliert sind, wenn diejenigen der finalen Form stochastisch unabhängig sind. Ein nicht autokorrelierter "error term" in der reduzierten Form ergibt sich nur, wenn die latenten Variablen der finalen Form einem autoregressiven Prozeß erster Ordnung mit weißem Rauschen als Input und $\varrho_1 = h_Y$ folgen. Eine derartige Annahme erscheint a priori jedoch recht willkürlich. Es ist daher damit zu rechnen, daß das Erzeugungsmodell für die latenten Variablen der reduzierten Form i.a.R. relativ kompliziert ist.

- b) Im Modell der "partiellen Anpassung" gilt für die latenten Variablen der reduzierten Form

$$(39) \quad u(t) = (1 - h) v(t)$$

Aus dieser Transformation resultiert keine zusätzliche schätztechnische Problematik. Die latenten Variablen der reduzierten und der finalen Form besitzen gleiche stochastische Eigenschaften. In Anbetracht der ausgeprägten Trends in den Zeitreihen des Brutto-Sozialproduktes und der Geldmenge ist jedoch zu vermuten, daß die latenten Variablen der reduzierten Form (bedingt durch die empirischen Daten) auch im Modell der "partiellen Anpassung" relativ stark autokorreliert sind.

Autokorrelierte latente Variable sind im Koyck-Modell besonders unangenehm, da sie - wie bereits erwähnt - die Konstruktion konsistenter Schätzfunktionen u.U. erheblich erschweren. Im Laufe der Untersuchung hat sich jedoch gezeigt, daß das Korrelogramm der OLS-Residuen bei fast allen hier interessierenden reduzierten Formen einen gedämpft oszillatorischen Verlauf aufwies. Wir haben daher unterstellt, daß die latenten Variablen der jeweiligen reduzierten Form durch den folgenden autoregressiven Prozeß erzeugt werden:

$$(40) \quad \sum_{i=0}^2 \alpha_i u(t-i) = e(t) \quad \text{mit } \alpha_0 = 1$$

wobei $\{e(t)\}$ wiederum reines weißes Rauschen symbolisiere.¹

Geht man von der Vorstellung aus, daß sich die Reihen $\{e(t)\}$ und $\{u(t)\}$ gedanklich bis ins Unendliche zurückverfolgen lassen,² so können wir formal die $u(t-i)$ in (40) für $i=1,2$ ad infinitum rekursiv substituieren. Man erhält dann³

$$(41) \quad u(t) = \sum_{\tau=0}^{\infty} a_{\tau} e(t-\tau)$$

mit

$$a_{\tau} = \begin{pmatrix} \tau \\ 0 \end{pmatrix} \alpha_1 + \begin{pmatrix} \tau-1 \\ 1 \end{pmatrix} \alpha_1 \alpha_2 + \begin{pmatrix} \tau-2 \\ 2 \end{pmatrix} \alpha_1 \alpha_2^2 + \dots$$

Notwendige und hinreichende Bedingung für die Existenz der Summe (41) ist, daß die (reellen oder komplexen) Wurzeln h_1 und h_2 des Polynoms

$$h^2 - \alpha_1 h - \alpha_2 = 0$$

innerhalb des Einheitskreises liegen, d.h. es muß gelten

$$|h_1| < 1 \text{ und } |h_2| < 1.^4$$

1 Vgl.: M.G. Kendall and A. Stuart, The Advanced Theory III, S. 419

2 Ebenda, S. 417

3 Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie II, S. 47

4 Vgl.: M.G. Kendall and A. Stuart, The Advanced Theory III, S. 417

Ist $e(t)$ ergodisch, so ist $u(t)$ eine wohldefinierte Zufallsvariable mit endlichen ersten und zweiten Momenten.¹ In diesem Falle können wir (40) für $i=1,2$ mit $u(t-i)$ multiplizieren, die Erwartungswerte bilden und durch die Varianz der $u(t)$ dividieren. Es ergibt sich dann

$$(42) \quad \begin{aligned} \varrho_1 + \alpha_1 + \alpha_2 \varrho_2 &= 0 \\ \varrho_2 + \alpha_1 \varrho_1 + \alpha_2 &= 0 \end{aligned}$$

Dabei bezeichnen ϱ_1 und ϱ_2 die Autokorrelationskoeffizienten erster bzw. zweiter Ordnung.

Aus (42) folgt für die autoregressiven Parameter der Relation (40)

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= - \frac{\varrho_1(1-\varrho_2)}{1-\varrho_1^2} \\ \alpha_2 &= - \frac{\varrho_2 - \varrho_1^2}{1-\varrho_1^2} \end{aligned}$$

Der oben definierte stochastische Prozeß wird in der Literatur vielfach als Yule-Walker-Prozeß bezeichnet.

Gilt $\alpha_2 \geq -\frac{\alpha_1^2}{4}$, so besitzt das Korrelogramm des Yule-Walker-Prozesses einen (gedämpft) nicht oszillatorischen Verlauf, ist dagegen $\alpha_2 < -\frac{\alpha_1^2}{4}$, so besitzt es einen (gedämpft) oszillatorischen Verlauf.²

Ist der die latenten Variablen erzeugende Prozeß vom Yule-Walker-Typ, so hat die für die Aitken-Schätzung benötigte Transformations-Matrix $\underline{T}$ folgendes Aussehen³

1 Ebenda

2 Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie II, S. 47

3 Vgl.: M.M. Siddiqui, On the Inversion of the Sample Covariance Matrix in a Stationary Autoregressive Prozess, Annals of Mathematical Statistics XXIX (1958), S. 585 ff.

$$(44) \quad \underline{T} = \begin{bmatrix} A & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ B & C & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ -\alpha_2 & -\alpha_1 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -\alpha_2 & -\alpha_1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -\alpha_2 & -\alpha_1 & 1 \end{bmatrix}$$

wobei

$$A = \begin{bmatrix} 1 - \alpha_2^2 & -\alpha_1^2 & \frac{1 + \alpha_2}{1 - \alpha_2} \end{bmatrix}^{\frac{1}{2}}$$

$$B = -\alpha_1 \frac{1 + \alpha_2}{1 - \alpha_2}^{\frac{1}{2}}$$

$$C = 1 - \alpha_2^2$$

Obige Gleichungen lassen erkennen, daß die Transformationen der Variablen für $t=1$ und $t=2$ relativ kompliziert sind. Bei den Transformationen für $t>2$ handelt es sich hingegen lediglich um die Bildung zweiter Differenzen, wobei eine Gewichtung mit den autoregressiven Parametern α_1 bzw. α_2 erfolgt. Es läßt sich jedoch zeigen, daß man bei nicht zu geringem Stichprobenumfang keinen großen Fehler begeht, wenn man unter Verzicht auf zwei Freiheitsgrade die Transformationen nur für $t=2$ durchführt. Wir gehen im folgenden davon aus, daß der unseren Parameterschätzungen zugrunde liegende Stichprobenumfang von 48 Beobachtungen groß genug ist, um den hieraus resultierenden Fehler vernachlässigbar gering werden zu lassen.¹ D.h. wir verwenden im transformierten Modell nur noch Variablenwerte für $t>2$.

¹ Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie I, S. 156 f.

33. Das Problem der Aggregation über die Zeit¹

Unseren Parameterschätzungen liegen Zeitreihen der Variablen auf Quartalsbasis zugrunde. Der Grund für die Wahl des Quartals als Zeiteinheit liegt weniger darin, daß wir letzteres für die theoretisch angemessene Zeiteinheit halten, als vielmehr in dem Umstand, daß entsprechende Zeitreihen der benötigten Variablen für kürzere Zeitspannen z.T. nicht verfügbar sind. Es ist daher durchaus denkbar, daß die theoretisch angemessene Zeiteinheit nicht das Quartal, sondern bspw. der Monat, die Woche oder irgendeine andere Zeitspanne ist. Für diesen Fall impliziert die Verwendung von Quartalsdaten eine Aggregation der "wahren" Relation über die Zeit. "Data" availability makes us select second best basis time span when we specify economic relations for statistical estimation and testing. By choosing monthly data when weekly data seems to be theoretically appropriate, or by using annual data because no quarterly data are available, we shall have actually aggregated the original relation over time periods."² Die Folgen einer derartigen Aggregation über die Zeit seien am Beispiel des "Modells der partiellen Anpassung" dargestellt.

Wir gehen aus von der reduzierten Form

$$(45) \quad m(t) = \beta_0^* + \beta_1^* y(t) + h^* m(t-1) + u^*(t) \quad t=1, 2, \dots, T$$

wobei angenommen sei, daß t die theoretisch angemessene Zeiteinheit repräsentiert. Die Verwendung der kleinen Buchstaben soll andeuten, daß es sich um die noch nicht aggregierte Relation handelt.

Relation (45) werde nunmehr über n aufeinanderfolgende Perioden aggregiert. Dabei sei unterstellt, daß T ein ganzzahliges

1 Vgl. zum folgenden: C. Moriguchi, Aggregation over Time in Macroeconomic Relations, International Economic Review, Vol. 11 (1970), S. 427 ff.

2 Ebenda, S. 427

Vielfaches von n ist, so daß $T_n = T/n$ ganzzahlig ist.

$$(46) \quad M(t_n) = \beta_0 + \beta_1 Y(t_n) + h M(t_n - \frac{1}{n}) + U^*(t_n)$$

mit $t_n = 1, 2, \dots, T_n$

Aus obiger Gleichung ist ersichtlich, daß wir bei der Schätzung der strukturellen Parameter strenggenommen bestimmte nicht ganzzahlige time-lags der Geldmenge zu berücksichtigen hätten, sofern das Quartal nicht mit der theoretisch angemessenen Zeiteinheit identisch ist. Daraus ergeben sich jedoch kaum lösbare Probleme. Selbst wenn man von der Tatsache absieht, daß die zeitliche Entwicklung der Geldmenge nicht für beliebige Zeitabschnitte vorliegt, so verbleibt immer noch die Schwierigkeit der genauen Spezifizierung der relevanten time-lags; denn die theoretisch angemessene Zeiteinheit ist i.a.R. unbekannt. Aber auch für den (theoretischen) Fall, daß die benötigten Daten vollständig verfügbar sind, läßt sich zeigen, daß die OLSE für die Parameter der Relation (46) grundsätzlich verzerrt ist, da die erklärende Variable $M(t_{n-1}/n)$ i.d.R. mit der latenten Variablen $U^*(t_n)$ korreliert ist.¹

Wegen der bereits erwähnten mangelhaften statistischen Qualität des Datenmaterials ist es bei empirischen Arbeiten üblich, nur die ganzzahligen time-lags in den Kalkül einzubeziehen. D.h. man unterstellt eine Relation der Form

$$(47) \quad M(t_n) = \beta_0 + \beta_1 Y(t_n) + h M(t_n - 1) + U(t_n)$$

Die in einem derartigen Vorgehen steckende Problematik läßt sich aufzeigen, indem man (45) durch sukzessive Substitution folgendermaßen entwickelt:

¹ Ebenda, S. 431

$$(48) \quad m(t) = \beta_0^* \sum_{i=0}^{n-1} h^{*i} + \beta_1^* \sum_{i=0}^{n-1} h^{*i} y(t-i) + h^{*n} m(t-n) + \sum_{i=0}^{n-1} h^{*i} u^*(t-i)$$

Unter Beachtung der Tatsache, daß die Geldmenge eine Bestandsgröße darstellt, können wir dann schreiben

$$(49) \quad M(t) = \beta_0^* \sum_{i=0}^{n-1} h^{*i} + \beta_1^* Y(t_n) - \beta_1^* Z_1(t_n) + h^{*n} m(t-n) + U(t_n)$$

$$\text{mit} \quad Z_1(t_n) = \sum_{i=0}^{n-1} (1-h^{*i}) y(t-i) \quad \text{und} \quad U(t_n) = \sum_{i=0}^{n-1} h^{*i} u^*(t-i)$$

Ein Vergleich der Relationen (47) und (49) zeigt, daß (47) fehlspezifiziert ist. Der daraus resultierende Spezifikationsbias läßt sich folgendermaßen darstellen:

$$E \begin{bmatrix} \beta_1 \\ h \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1^* \\ h^{*n} \end{bmatrix} - \beta_1^* E (\underline{Z}' \underline{Z})^{-1} \underline{Z}' \underline{Z}_1$$

Dabei bezeichnet $\underline{Z}$ die Beobachtungswert-Matrix von $Y(t_n)$ und $M(t_{n-1})$.

Zusammenfassend ist festzustellen, daß die OLS-Schätzungen für die Parameter der aggregativen reduzierten Form (47) des Koyck-Modells i.d.R. verzerrt sein werden, sofern die unterstellte Zeiteinheit mit der theoretisch angemessenen nicht identisch ist. Richtung und Stärke dieses Spezifikationsbias hängen ab von den numerischen Werten der erklärenden Variablen sowie des Parameters β_1^* . Daraus folgt hinsichtlich der Stabilität von über die Zeit aggregierten Relationen der Form (45), daß die beschriebenen Abhängigkeiten auf eine relativ große Instabilität der Makro-Parameter hindeuten.

Ein operationaler Ansatz zur Lösung der mit der Aggregation über die Zeit verbundenen schätztechnischen Problematik ist z.Zt. nicht bekannt. Wir sind daher gezwungen, die damit zusammenhängenden Schwierigkeiten zu vernachlässigen.

Nach diesen mehr theoretischen Erörterungen wollen wir uns nunmehr den empirischen Schätzungen zuwenden.

7. Ein einfaches Geldnachfrage-Modell mit geometrischer lag-Verteilung - Ergebnisse der OLS-Schätzungen

In einem ersten Ansatz wurde versucht - im Rahmen eines Anpassungsprozesses mit geometrischer lag-Verteilung -, die Entwicklung der Geldnachfrage M_1 durch das Brutto-Sozialprodukt Y sowie die Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 zu "erklären".

Als OLSE der reduzierten Form des Koyck-Modells erhält man

$$(50) \quad M_1 = 2,2526 - 2,5967S_1 - 0,1404S_2 - 1,5772S_3 + 0,1985Y + 0,5392M_1^{-1} \\ (-2,7493) (-0,2810) (-3,0160) (5,3922) (6,2038)$$

$$R = 0,9980$$

$$DW = 1,8427$$

Sieht man zunächst einmal von den Saisonvariablen ab, so weisen die geschätzten Koeffizienten das erwartete Vorzeichen auf und sind auch bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 5 v.H. statistisch signifikant. Der hohe Wert des multiplen Korrelationskoeffizienten deutet darauf hin, daß Geldnachfrage M_1 durch den obigen Ansatz so gut wie vollständig "erklärt" werden kann.

Um eine Vorstellung darüber zu gewinnen, inwieweit in obigem Modell die Geldnachfrage M_1 durch die Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 einerseits sowie durch das Brutto-Sozialprodukt Y und die um eine Periode verzögerte Geldnachfrage M_1^{-1} andererseits "erklärt" wird, haben wir berechnet

- a) das multiple Bestimmtheitsmaß für die Beziehung zwischen der Geldnachfrage M_1 und den Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 sowie
- b) das partielle Bestimmtheitsmaß für die Variablen Y und M_1^{-1} .

Als Ergebnis ist festzustellen:

- a) das multiple Bestimmtheitsmaß für die Beziehung zwischen der Geldnachfrage und den Saisonvariablen ergibt einen Wert von 0,0055, d.h. die "Erklärungs"-Wirkung der Saisonvariablen ist von völlig untergeordneter Bedeutung.

- b) Das partielle Bestimmtheitsmaß für das Brutto-Sozialprodukt Y sowie die um eine Periode verzögerte Geldnachfrage M_1^{-1} (d.i. die Intensität des Zusammenhanges zwischen der Geldnachfrage M_1 einerseits und den Veränderlichen Y und M_1^{-1} andererseits unter Eliminierung des Einflusses der Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3) ergibt einen Wert von 0,9979. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, daß die Entwicklung der Geldnachfrage M_1 durch das Brutto-Sozialprodukt Y und die um eine Periode verzögerte Geldnachfrage M_1^{-1} so gut wie vollständig "erklärt" werden kann.

Der Durbin Watson-Koeffizient besitzt mit 1,8427 zwar einen verhältnismäßig hohen Wert. Berücksichtigt man jedoch, daß obiger Ansatz eine zeitverzögerte endogene Variable enthält, so ist eine leichte positive Autokorrelation der latenten Variablen nicht auszuschließen. Daraus ergeben sich folgende Konsequenzen:

- a) Die Signifikanz der t -Werte sowie die Bestimmtheit der Regression kann u.U. überschätzt werden.
- b) Der Koeffizient der zeitverzögerten endogenen Variablen M_1^{-1} kann einen positiven bias aufweisen, so daß der Anpassungskoeffizient $(1-h)$ u.U. unterschätzt wird.¹

Eine nähere Untersuchung des Korrelogramms der OLS-Residuen ließ vermuten, daß der die latenten Variablen erzeugende Prozeß hinreichend durch einen Yule-Walker-Prozeß approximiert werden kann. Wir haben daher versucht, die Autokorrelation durch eine entsprechende autoregressive Transformation der Variablen zu vermindern. Da die Kovarianz-Matrix der latenten Variablen unbekannt ist, mußten die autoregressiven Parameter geschätzt werden. Es wurden daher in einem ersten Schritt die Parameter des Yule-Walker-Prozesses mit Hilfe der OLS-Residuen berechnet, die Variablen entsprechend transformiert

¹ Vgl.: Z. Griliches, A Note on Serial Correlation Bias in Estimates of Distributed Lags, *Econometrica*, Vol. 29 (1961), S. 65 ff.

und dann in einem zweiten Schritt die Regression zwischen den transformierten Variablen erneut mit Hilfe der OLSE berechnet.¹

Wir sind uns dabei bewußt, daß die Berechnung der autoregressiven Parameter mit Hilfe der OLS-Residuen die Autokorrelation (auch asymptotisch) unterschätzt.² Zu fordern wäre eigentlich eine simultane Bestimmung von Regressionskoeffizienten und autoregressiven Parametern.³ Dies führt jedoch i.a. R. zu nichtlinearen Ansätzen, deren Lösung mit erheblichem Rechenaufwand verbunden ist.⁴ In der Absicht, den Rechenaufwand in vertretbaren Grenzen zu halten, haben wir daher auf ein simultanes Modell verzichtet. Dies dürfte auch relativ unbedenklich sein, da die bei dem zweistufigen Verfahren zu erwartende Unterschätzung der Autokorrelation vielfach durch wiederholte autoregressive Transformationen zwar nicht beseitigt, aber doch vermindert werden kann.⁵

Als OLSE des transformierten Modells erhält man

$$(50a) \quad M_1 = 2,4906 - 2,1745 \dot{S}_1 + 0,2028 \dot{S}_2 - 1,5388 \dot{S}_3 + 0,3298 \dot{Y} + 0,4848 M_1^{-1} \\ (4,8711) (5,9462)$$

$$R = 0,9578$$

$$DW = 1,9600$$

Dabei deutet der Punkt über den Symbolen der Variablen an, daß es sich um die transformierten Größen handelt.

Das Ergebnis entspricht unseren Erwartungen. Der Koeffizient der zeitverzögerten endogenen Variablen M_1^{-1} ist kleiner geworden, d.h. die Anpassungsgeschwindigkeit hat zugenommen. Auch der Durbin Watson-Koeffizient ist größer geworden.

1 Vgl.: D. Cochrane and H.C. Orcutt, a.a.O., S. 356 ff. - M.G. Kendall and A. Stuart, The Advanced Theory III, S.498

2 Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie II, S. 62 f.

3 Vgl. z.B.: J. Johnston, a.a.O. S. 194 f.

4 Ebenda

5 Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie II, S. 66f

Daraus kann jedoch nicht unbedingt geschlossen werden, daß die Autokorrelation der latenten Variablen nunmehr beseitigt ist; denn der Durbin Watson-Test ist konzipiert für das Autokorrelationsmodell erster Ordnung.¹ Das Korrelogramm der OLS-Residuen obiger Regression zeigt aber einen gedämpft oszillatorischen Verlauf. Man wird daraus den Schluß ziehen können, daß der die latenten Variablen in (50) erzeugende Prozeß nicht vom Markov-Typ ist. Über die Eigenschaften des Durbin Watson-Tests in Autokorrelationsmodellen höherer Ordnung ist jedoch so gut wie nichts bekannt. Obige Testgröße ist daher mit Vorsicht zu interpretieren.

Ein gewisses Indiz dafür, daß die Autokorrelation weitgehend beseitigt ist, kann in der Tatsache gesehen werden, daß Versuche mit einer nochmaligen autoregressiven Transformation der Variablen zu keiner wesentlichen Änderung der Ergebnisse führten. Der folgenden Diskussion sei daher Gleichung (50a) zugrunde gelegt.

Wie oben näher erläutert, besteht i.d.R. keine Möglichkeit, zu entscheiden, ob es sich bei (50a) um die reduzierte Form eines "Modells mit korrigierten Erwartungen" oder eines "Modells mit partieller Anpassung" handelt.

Interpretiert man (50a) als reduzierte Form eines "Modells mit korrigierten Erwartungen", so gilt für die Reaktionsform

$$(51) \quad Y^E(t) = Y^E(t-1) + 0,5152 [Y(t) - Y^E(t-1)]$$

$$(52) \quad M_1(t) = 4,8342 + 0,6401 Y^E(t) + v(t)$$

D.h. die Wirtschaftssubjekte bestimmen die Geldmenge $M_1(t)$, die sie im Zeitpunkt t zu halten wünschen gemäß (52) als lineare Funktion des von ihnen langfristig erwarteten Einkommens $Y^E(t)$. Letzteres ergibt sich als das im Zeitpunkt $t-1$ erwartete Einkommen $Y^E(t-1)$, korrigiert um ca. 50 v.H. der Diskrepanz zwischen dem im Zeitpunkt t realisierten Einkommen $Y(t)$ und dem im Zeitpunkt $t-1$ erwarteten Einkommen $Y^E(t-1)$.

1 Vgl.: J. Durbin and G.S. Watson, Testing II

Interpretiert man (50a) hingegen als reduzierte Form eines "Modells mit partieller Anpassung", so erhält man als Reaktionsform

$$(53) \quad M_1(t) = M_1(t-1) + 0,5152 [M_1^*(t) - M_1(t-1)]$$

$$(54) \quad M_1^*(t) = 4,8342 + 0,6401 Y(t) + v(t)$$

D.h. die Wirtschaftssubjekte wünschen im Zeitpunkt t bei einem laufenden statistischen Einkommen in Höhe von $Y(t)$ einen Geldbestand $M_1^*(t)$ zu halten. Die Anpassung des realisierten Geldbestandes an den gewünschten Bestand erfolgt, indem ca. 50 v.H. der Differenz zwischen dem in der Periode t gewünschten Bestand $M_1^*(t)$ und dem in der Periode $t-1$ realisierten Bestand $M_1(t-1)$ ausgeglichen werden.

Unterstellt man den in Gleichung (50a) zum Ausdruck kommenden Zusammenhang als "richtig", so werden ca. 50 v.H. der Gesamtwirkung, die von einer Änderung des laufenden statistischen Einkommens auf die Geldnachfrage M_1 ausgeht, ohne zeitliche Verzögerung realisiert, während in den folgenden Quartalen die Wirkung geometrisch abnimmt. Ein Jahr nach Ende des Quartals, in dem die Einkommensänderung stattfand, sind die Auswirkungen derselben so gut wie erschöpft.

Bevor wir uns im folgenden der Analyse der Nachfrage des Publikums nach Sicht- und Bardepositen zuwenden, seien zunächst die Möglichkeiten und Grenzen der Einführung einer Zinsgröße als zusätzliche erklärende Variable im Rahmen eines distributed lag-Modells vom Koyck-Typ diskutiert. Denn gerade hinsichtlich der Zinselastizität der jeweiligen Depositen-Nachfragefunktionen sind interessante Unterschiede zu erwarten.

8. Ein erweitertes Modell

Das im vorigen Abschnitt diskutierte Koyck-Modell besitzt, neben dem bereits erwähnten Umstand, daß es von einer a priori gegebenen geometrischen lag-Verteilung ausgeht, vor allem folgende Nachteile:

- a) Es vernachlässigt die Auswirkungen von Zinssatzänderungen auf die Geldnachfrage.
- b) Es erlaubt keine Unterscheidung zwischen dem Reaktionsmechanismus der partiellen Anpassung und dem der korrigierten Erwartungen.

Beides kann grundsätzlich vermieden werden durch die Einführung des erwarteten Zinssatzes $r^E(t)$. Dies sei im folgenden an einem von E.L. Feige¹ entwickelten Modell demonstriert, das eine Synthese der Reaktionsmechanismen der partiellen Anpassung und der korrigierten Erwartungen darstellt.

Wir nehmen an, daß die Wirtschaftssubjekte ihre Geldnachfrage aufgrund einer linearen Funktion planen, die als Argumente das erwartete Einkommen $Y^E(t)$ und den erwarteten Zinssatz $r^E(t)$ enthält.

$$(55) \quad M^*(t) = \theta_0 + \theta_1 Y^E(t) + \theta_2 r^E(t) + v(t)$$

Für den Anpassungsprozeß des jeweils realisierten an das geplante Geldvolumen gelte wiederum

$$(56) \quad M(t) = M(t-1) + (1-h) [M^*(t) - M(t-1)]$$

Das erwartete Einkommen $Y^E(t)$ und der erwartete Zinssatz $r^E(t)$ seien gegeben durch

$$(57) \quad Y^E(t) = Y^E(t-1) + (1-h_Y) [Y(t) - Y^E(t-1)]$$

$$(58) \quad r^E(t) = r^E(t-1) + (1-h_r) [r(t) - r^E(t-1)]$$

¹ Vgl.: E.L. Feige, a.a.O.

Die Beziehungen (56) bis (58) können unter Verwendung des lag-Operators L folgendermaßen geschrieben werden

$$(59) \quad (1-hL)M(t) = (1-h)M^*(t)$$

$$(60) \quad (1-h_Y L)Y^E(t) = (1-h_Y)Y(t)$$

$$(61) \quad (1-h_R L)r^E(t) = (1-h_R)r(t)$$

Wendet man auf (55) die Operation $(1-h)(1-h_Y L)(1-h_R L)$ an, so ergibt sich

$$(62) \quad (1-h)(1-h_Y L)(1-h_R L)M^*(t) = \theta_0(1-h)(1-h_Y L)(1-h_R L) \\ + \theta_1(1-h)(1-h_Y L)(1-h_R L)Y^E(t) \\ + \theta_2(1-h)(1-h_Y L)(1-h_R L)r^E(t) \\ + (1-h)(1-h_Y L)(1-h_R L)v(t)$$

Daraus folgt unter Beachtung von (59) bis (61)

$$(63) \quad (1-hL)(1-h_Y L)(1-h_R L)M(t) = \theta_0(1-h)(1-h_Y L)(1-h_R L) \\ + \theta_1(1-h)(1-h_Y L)(1-h_R L)Y(t) \\ + \theta_2(1-h)(1-h_Y L)(1-h_R L)r(t) \\ + (1-h)(1-h_Y L)(1-h_R L)v(t)$$

Löst man obige Beziehung nach $M(t)$ auf, so erhält man

$$(64) \quad M(t) = \beta_0 + \beta_1 M(t-1) + \beta_2 M(t-2) + \beta_3 M(t-3) + \beta_4 Y(t) + \beta_5 Y(t-1) \\ + \beta_6 r(t) + \beta_7 r(t-1) + u(t)$$

mit

$$(65) \quad \begin{aligned} \beta_0 &= \theta_0(1-h)(1-h_Y L)(1-h_R L) \\ \beta_1 &= h+h_Y+h_R \\ \beta_2 &= -h(h_Y+h_R)-h_Y h_R \\ \beta_3 &= h h_Y h_R \\ \beta_4 &= \theta_1(1-h)(1-h_Y L) \\ \beta_5 &= \theta_1 h_R(1-h)(1-h_Y L) \\ \beta_6 &= \theta_2(1-h)(1-h_R L) \\ \beta_7 &= \theta_2 h_Y(1-h)(1-h_R L) \\ u(t) &= (1-h) \left[v(t) - (h_Y+h_R)v(t-1) + h_Y h_R v(t-2) \right] \end{aligned}$$

Der Ansatz (64) stellt eine Kombination der Reaktionsmechanismen der partiellen Anpassung und der korrigierten Erwartungen dar. In ihm sind als Sonderfälle enthalten¹

a) für $h = 0$ das Modell mit korrigierten Erwartungen

$$(66) \quad M(t) = \beta_0^0 + \beta_1^0 M(t-1) + \beta_2^0 M(t-2) + \beta_4^0 Y(t) + \beta_5^0 Y(t-1) + \beta_6^0 r(t) + \beta_7^0 r(t-1) + u^0(t)$$

wobei

$$(67) \quad \begin{aligned} \beta_0^0 &= \theta_0 (1-h_Y)(1-h_r) \\ \beta_1^0 &= h_Y + h_r \\ \beta_2^0 &= -h_Y h_r \\ \beta_4^0 &= \theta_1 (1-h_Y) \\ \beta_5^0 &= -\theta_1 h_r (1-h_Y) \\ \beta_6^0 &= \theta_2 (1-h_r) \\ \beta_7^0 &= \theta_2 h_Y (1-h_r) \\ u^0(t) &= v(t) - (h_Y + h_r)v(t-1) + h_Y h_r v(t-2) \end{aligned}$$

b) für $h_Y = h_r = 0$ das Modell mit partieller Anpassung

$$(68) \quad M(t) = \beta_0^0 + \beta_1^0 M(t-1) + \beta_4^0 Y(t) + \beta_6^0 r(t) + u^0(t)$$

wobei

$$(69) \quad \begin{aligned} \beta_0^0 &= \theta_0 (1-h) \\ \beta_1^0 &= h \\ \beta_4^0 &= \theta_1 (1-h) \\ \beta_6^0 &= \theta_2 (1-h) \\ u^0(t) &= (1-h)v(t) \end{aligned}$$

Die Ansätze (64) und (66) erfordern i.d.R. einen ganz erheblichen Rechenaufwand, da es sich um überidentifizierte Ansätze mit nicht linearen Nebenbedingungen handelt. Letzteres gilt zwar auch für Ansatz (68), jedoch sind hier die Nebenbedingungen so einfach gestaltet, daß sie meist von selbst erfüllt sind.²

1 Vgl.: E.L. Feige, a.a.O., S. 467 ff.

2 Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie II, S. 84

Theoretisch steht einer Schätzung der Ansätze (64) und (66), und damit einer Überprüfung der entsprechenden Hypothesen¹ nichts entgegen, wenn auch der Rechenaufwand beachtliche Ausmaße annehmen kann.² Praktisch können sich jedoch Schwierigkeiten ergeben, die die Verwendung von derartigen Ansätzen problematisch erscheinen lassen:

a) Gerade bei ökonometrischen Untersuchungen ist es wegen der vielfach hohen Multikollinearität zwischen den verwendeten Zeitreihen häufig nicht möglich, die Einflüsse der verschiedenen erklärenden Variablen exakt zu trennen. Dies ist insb. der Fall, wenn die Entwicklung der letzteren einen gewissen gemeinsamen Trend erkennen läßt, und ein und dieselbe Variable mit unterschiedlichen zeitlichen Verzögerungen in der Regression vorkommt. D.h. die Koeffizienten der Ansätze (64) bzw. (66) können theoretisch zwar identifizierbar sein, praktisch ist dies jedoch u.U. nicht möglich, da in den geschätzten Koeffizienten Einflüsse von verschiedenen erklärenden Variablen erfaßt werden. In der Literatur wird in diesem Zusammenhang häufig von einem empirischen Identifikationsproblem gesprochen.³

b) Darüber hinaus ist zu beachten, daß die Unterstellung einer geometrischen lag-Verteilung äußerst problematisch ist.⁴

Versuche, die OLSE für die Ansätze (64) und (66) zu berechnen, führten zu unbefriedigenden Ergebnissen. Insb. für die lag-Koeffizienten der Geldmenge errechneten sich in etwa gleiche numerische Werte. Aber auch für das Volkseinkommen ergaben sich keine großen Unterschiede hinsichtlich der numerischen

1 Entspricht bspw. das Modell der partiellen Anpassung der Realität, so ist zu erwarten, daß die Koeffizienten β_2 , β_3 , β_5 sowie β_7 nicht signifikant von null verschieden sind.³

2 Vgl.: E.L. Feige, a.a.O., S. 469 ff.

3 Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie I, S. 79 ff.

4 Vgl. hierzu die Ausführungen auf den S. 110 ff.

Werte der lag-Koeffizienten. Darüber hinaus waren die Schätzungen durch relativ kleine t-Werte gekennzeichnet. Wir haben daraus geschlossen, daß die Multikollinearität zwischen den erklärenden Variablen so groß ist, daß mit Hilfe der Ansätze (64) bzw. (66) keine weiteren Erkenntnisse über die Struktur der Geldnachfrage gewonnen werden können.

Im folgenden werden wir daher eine Relation der Form (68) zugrunde legen. Dieses Vorgehen ist nicht unproblematisch, denn "...the adaptive expectations model attributes the lags to uncertainty and the discounting of current information, the partial adjustment model attributes these lags to technological, institutional, and/or psychological inertia and the increasing costs of rapide change."¹ Die Verwendung einer Relation der Form (68) impliziert also die Annahme einer "statischen" Erwartungsstruktur, d.h. es wird unterstellt, daß die Auswirkungen von Datenänderungen auf das langfristig erwartete Einkommen $Y^E(t)$ bzw. auf den langfristig erwarteten Zinssatz $r^E(t)$ sich voll in der Periode der Datenänderung erschöpfen. Wir sind uns dabei bewußt, daß die Annahme einer "statischen" Erwartungsstruktur äußerst fragwürdig ist. Eine statistische Schätzung der Erwartungselastizitäten ist jedoch aus den oben genannten Gründen im Rahmen des gegenwärtigen Modells kaum möglich, so daß uns, wenn wir den Zinssatz als erklärende Variable berücksichtigen wollen, gar nichts anderes übrig bleibt, als ein "Modell der partiellen Anpassung" zugrunde zu legen. Entspricht die Annahme einer "statischen" Erwartungsstruktur nicht den tatsächlichen Gegebenheiten, so stellt die Verwendung der Relation (68) eine Fehlspezifikation dar. Die folgenden OLS-Schätzungen sind daher mit einer gewissen Vorsicht zu interpretieren.

¹ R.W. Waud, Misspecification in the "Partial Adjustment" and "Adaptive Expectations" Models, International Economic Review, Vol. 9 (1968), S. 205

11. Die Ergebnisse der OLS-Schätzungen

11.1. Die Nachfrage nach Geld

Zunächst wurde versucht, im Rahmen eines "Modells der partiellen Anpassung", die Geldnachfrage M_1 durch das nominelle Volkseinkommen Y , den Kapitalmarktzins r sowie die Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 zu erklären. Das impliziert die Annahme der folgenden Reaktionsform

$$(70) \quad M_1(t) = M_1(t-1) + (1-h) [M_1^*(t) - M_1(t-1)]$$

$$(71) \quad M_1^*(t) = \theta_0 + \theta_1 Y(t) + \theta_2 r(t) + v(t)$$

Als OLSE der reduzierten Form des obigen Modells erhält man

$$(72) \quad M_1 = 5,9161 - 2,0534 S_1 + 0,0485 S_2 - 1,3269 S_3 + 0,3388 Y \\ (-2,4329) (0,1097) (-2,8336) (6,7843) \\ -0,6406 r + 0,4819 M_1^{-1} \\ (-3,6028) (6,1738)$$

$$R = 0,9985$$

$$DW = 2,1328$$

Sieht man von den Saisonvariablen ab, so weisen alle Koeffizienten das erwartete Vorzeichen auf und sind bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 5 v.H. statistisch signifikant. Darüber hinaus ist folgendes zu sagen:

- a) Das partielle Bestimmtheitsmaß für den Zinssatz ergibt einen Wert von 0,2500, d.h. 25 v.H. der durch den Ansatz (50) nicht "erklärten" Reststreuung können durch die Einführung des Zinssatzes r "erklärt" werden.
- b) Ein Vergleich der Durbin Watson-Koeffizienten deutet darauf hin, daß die Autokorrelation der latenten Variablen in Ansatz (72) deutlich geringer ist als in Ansatz (50).

Wir haben daraus den Schluß gezogen, daß die Außerachtlassung des Zinssatzes als erklärende Variable eine Fehlspezifikation

darstellt. Das läßt sich folgendermaßen begründen:

Unter Vernachlässigung der Saisonvariablen können wir für (72) allgemein schreiben

$$(73) \quad M_1(t) = \beta_0 + \beta_1 Y(t) + \beta_2 r(t) + \beta_3 M_1(t-1) + u(t)$$

$$\text{bzw. (74)} \quad M_1(t) = \beta_0 + \beta_1 Y(t) + \beta_3 M_1(t-1) + u^*(t)$$

$$\text{mit (75)} \quad u^*(t) = \beta_2 r(t) + u(t)$$

Es sei angenommen, daß (73) korrekt spezifiziert ist. Dann folgt aus (75), daß sich die latenten Variablen des fehlspezifizierten Modells (74) additiv aus der stochastischen Komponente $u(t)$ und der nichtstochastischen Komponente $\beta_2 r(t)$ zusammensetzen. Da die Zinsvariablen mit Sicherheit positiv autokorreliert sind, führt die Vernachlässigung des Zinssatzes als erklärende Variable zu einer positiven Autokorrelation der latenten Variablen in (74).

Interessant ist in diesem Zusammenhang die Tatsache, daß der Koeffizient der zeitverzögerten endogenen Variablen M_1^{-1} in Ansatz (72) fast genau den gleichen numerischen Wert hat, wie derjenige in Ansatz (50) nach Durchführung der autoregressiven Transformation. Auch dies ist ein Indiz dafür, daß die Einführung des Zinssatzes r als zusätzliche erklärende Variable die Autokorrelation der latenten Variablen so gut wie beseitigt hat. In Übereinstimmung hiermit führte die Annahme, daß die latenten Variablen in (72) durch einen Yule-Walker-Prozeß erzeugt werden, zu keiner wesentlichen Änderung der Ergebnisse

$$(72a) \quad \begin{aligned} \dot{M}_1 = & 5,6380 - 2,0009 \dot{S}_1 + 0,0180 \dot{S}_2 - 1,2795 \dot{S}_3 \\ & + 0,3280 \dot{Y} - 0,6054 \dot{r} + 0,4986 \dot{M}_1^{-1} \\ & (6,5645) (-3,5054) (6,3381) \end{aligned}$$

$$R = 0,9989 \quad DW = 2,0658$$

Unterstellt man den in Gleichung (72) zum Ausdruck kommenden Zusammenhang als "richtig", so werden gut 50 v.H. der Gesamtwirkung, die von einer Änderung des Volkseinkommens und/oder des Zinssatzes ausgeht, im laufenden Quartal realisiert, während in den folgenden Quartalen die Wirkung geometrisch abnimmt.

In der folgenden Tabelle sind die aufgrund einer Variation des laufenden statistischen Einkommens Y und/oder des Zinssatzes r mit einem time-lag von $\tau=0,1,2,3,4$ Quartalen eintretenden Auswirkungen auf die Geldnachfrage M_1 als Anteile $\Delta(\tau)$ an der Gesamtwirkung sowie die kumulierten Effekte $\sum_{\tau} \Delta(\tau)$ dargestellt.

Tabelle 1: Die lag-Struktur der Geldnachfrage M_1

τ	0	1	2	3	4
$\Delta(\tau)$	0,518	0,250	0,120	0,058	0,028
$\sum_{\tau} \Delta(\tau)$	0,518	0,768	0,888	0,946	0,974

Für die Einkommenselastizität der Geldnachfrage M_1 (bezogen auf den Mittelwert) erhält man

$$\epsilon_0(M_1 / Y) = 0,513 \quad \text{bzw.} \quad \epsilon(M_1 / Y) = 0,991$$

dabei bezeichnet ϵ_0 die kurzfristige und ϵ die langfristige Elastizität.

Festzustellen ist, daß die langfristige Einkommenselastizität nicht signifikant von Eins verschieden ist. M.a.W.: Es ergeben sich keine Anhaltspunkte für die Existenz von "economies of scale" in der Kassenhaltung.

Als Zinselastizität (ebenfalls bezogen auf den Mittelwert) ergibt sich

$$\epsilon_0(M_1 / r) = -0,069 \quad \text{bzw.} \quad \epsilon(M_1 / r) = -0,133$$

Die langfristige Zinselastizität ist mit $-0,133$ recht klein. Es ist daher zu erwarten, daß von Variationen des Zinssatzes keine gravierenden Einflüsse auf die Geldnachfrage M_1 ausgehen. Ob man jedoch annehmen kann, daß der Zinssatz für die Erklärung der Geldnachfrage M_1 von vernachlässigbar geringer Bedeutung ist, dürfte zweifelhaft sein. Eine Erhöhung des Zinssatzes im vierten Quartal 1968 um einen Prozentpunkt - etwa von 6,3 v.H. auf 7,3 v.H. - hätte bspw. (eine langfristige Zinselastizität von $-0,13$ unterstellt) cet.par. zu einer Reduzierung der nachgefragten Geldmenge M_1 um gut 1,1 Mrd. DM geführt.

222. Die Nachfrage nach Sichtdepositen

Zunächst wurde versucht, die Entwicklung der Nachfrage nach Sichtdepositen, ähnlich wie bei der Untersuchung der Geldnachfrage M_1 , im Rahmen eines "Modells mit partieller Anpassung" durch das nominelle Volkseinkommen Y sowie die Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 zu erklären.

Als OLSE der reduzierten Form erhält man

$$(76) \quad D = -0,5609 - 2,7663S_1 - 0,9307S_2 - 2,0255S_3 + 0,2534Y \\ (-2,9507) (-2,0374) (-4,1687) (5,2775) \\ + 0,4215D^{-1} \\ (3,7503)$$

$$R = 0,9962$$

$$DW = 1,5946$$

Zieht man in Betracht, daß die obige Regression eine zeitverzögerte endogene Variable enthält, so ist aufgrund des Durbin Watson-Koeffizienten von 1,5946 eine verhältnismäßig starke positive Autokorrelation der latenten Variablen zu vermuten. In diesem Falle würde, wie bereits erwähnt, der Koeffizient der zeitverzögerten endogenen Variablen D^{-1} einen positiven bias aufweisen, die Anpassungsgeschwindigkeit also unterschätzt werden.

Auch hier legte eine nähere Untersuchung des Korrelogramms der OLS-Residuen die Annahme nahe, daß der die latenten Variablen erzeugende Prozeß hinreichend durch einen Yule-Walker-Prozeß beschrieben werden kann. Als OLSE des entsprechend transformierten Modells erhält man

$$(76a) \quad \dot{D} = -0,3851 - 2,3927\dot{S}_1 - 0,8151\dot{S}_2 - 2,4637\dot{S}_3 \\ + 0,2983\dot{Y} + 0,3062\dot{D}^{-1} \\ (6,3939)(2,7544)$$

$$R = 0,9933 \quad DW = 1,6799$$

Wie zu erwarten, vermindert sich der numerische Wert des Koeffizienten der zeitverzögerten endogenen Variablen, d.h. der Anpassungskoeffizient $(1-h)$ wird größer. Die Veränderung ist sogar recht erheblich, sie bewirkt eine Zunahme des Anpassungskoeffizienten um ca. 17 v.H.

Unterstellt man den in Gleichung (76a) zum Ausdruck kommenden Zusammenhang als "richtig", so werden ca. 70 v.H. der Gesamtwirkung, die von einer Änderung des laufenden Volkseinkommens auf die Nachfrage nach Sichtdepositen ausgeht, ohne zeitliche Verzögerung realisiert, während in den folgenden Quartalen die Wirkung geometrisch abnimmt.

Auffallend ist zunächst der mit 0,7 im Vergleich zur Geldnachfrage M_1 relativ große Anpassungskoeffizient. Dies ist jedoch durchaus plausibel; denn im Gegensatz zu Bardepositen werden Sichtdepositen vorwiegend von Wirtschaftssubjekten gehalten, die über die rentierliche Anlage größerer Beträge zu entscheiden haben.¹ Da anzunehmen ist, daß die Kosten der Umwandlung von Geld in rentierliche Anlagen und umgekehrt unterproportional zum Anlagebetrag steigen, ist zu erwarten, daß die Nachfrage nach Sichtdepositen schneller auf Datenänderungen reagiert als diejenige nach Bargeld.² In Übereinstimmung hier-

1 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 54 f.

2 Ebenda

mit liefert die dem Ansatz (76) entsprechende OLSE der Nachfrage nach Bargeld einen wesentlich kleineren Anpassungskoeffizienten

$$C = 1,0894 + 0,3548S_1 + 0,6485S_2 + 0,4081S_3 + 0,0367Y + 0,8153C^{-1}$$

$$(1,3981) \quad (3,3872) \quad (2,1546) \quad (2,0634) \quad (9,7903)$$

$$R = 0,9972$$

$$DW = 2,4410$$

In einem weiteren Ansatz wurde versucht, den Zinssatz r als zusätzliche erklärende Variable einzuführen

$$(77) D = 2,6953 - 1,9975S_1 - 0,7244S_2 - 1,7271S_3 + 0,3016Y - 0,6594r$$

$$(-2,4166) \quad (-1,8336) \quad (-4,0802) \quad (7,0291) \quad (-3,9906)$$

$$+ 0,3177D^{-1}$$

$$(3,1827)$$

$$R = 0,9973$$

$$DW = 1,8320$$

Bemerkenswert an der Relation (77) ist:

- a) Das partielle Bestimmtheitsmaß für den Zinssatz ergibt einen Wert von 0,2895, d.h. ca. 30 v.H. der durch den Ansatz (76) nicht "erklärten" Reststreuung können durch die Einführung des Zinssatzes r "erklärt" werden.
- b) Der numerische Wert des Koeffizienten der zeitverzögerten endogenen Variablen D^{-1} stimmt ziemlich exakt mit dem entsprechenden Koeffizienten des Ansatzes (76) nach Vornahme der autoregressiven Transformation überein.

Diese Umstände deuten, ähnlich wie bei der Geldnachfrage M_1 , darauf hin, daß die Außerachtlassung des Zinssatzes eine Fehlspezifikation darstellt. In Übereinstimmung mit diesen Überlegungen führte eine autoregressive Transformation der Variablen in Ansatz (77) zu keiner wesentlichen Änderung der Ergebnisse.

$$(77a) \quad \dot{D} = 2,7894 - 1,8331\dot{S}_1 - 0,6374\dot{S}_2 - 1,9338\dot{S}_3 \\ + 0,3171\dot{Y} - 0,7073\dot{r} + 0,2839\dot{D}^{-1} \\ (7,6357)(-3,5962)(2,9135)$$

$$R = 0,9969$$

$$DW = 1,8910$$

Wir haben daraus den Schluß gezogen, daß die Einführung des Zinssatzes r die Autokorrelation der latenten Variablen weitgehend beseitigt. Der weiteren Diskussion der Nachfrage nach Sichtdepositen sei daher Gleichung (77) zugrunde gelegt.

In der folgenden Tabelle sind die aufgrund einer Variation des laufenden statistischen Einkommens Y und/oder des Zinssatzes r mit einem time-lag von $\tau=0,1,2,3$ Quartalen eintretenden Auswirkungen auf die Nachfrage nach Sichtdepositen D als Anteile $\Delta(\tau)$ an der Gesamtwirkung sowie die kumulierten Effekte $\sum_{\tau} \Delta(\tau)$ dargestellt.

Tabelle 2: Die lag-Struktur der Nachfrage nach Sichtdepositen

τ	0	1	2	3
$\Delta(\tau)$	0,682	0,217	0,069	0,022
$\sum_{\tau} \Delta(\tau)$	0,682	0,899	0,968	0,990

Demnach werden knapp 70 v.H. der Gesamtwirkung, die von einer Änderung des statistischen Volkseinkommens Y und/oder des Zinssatzes r auf die Nachfrage nach Sichtdepositen ausgehen, ohne zeitliche Verzögerung realisiert, während in den folgenden Quartalen die Wirkung geometrisch abnimmt. Infolge der relativ hohen Anpassungsgeschwindigkeit sind die Auswirkungen einer Änderung des laufenden Volkseinkommens Y bzw. des Zinssatzes r bereits ein halbes Jahr nach Ende des Quartals, in dem die Änderung erfolgte, so gut wie erschöpft.

Für die Einkommenselastizität der Nachfrage nach Sichtdepositen (bezogen auf den Mittelwert) erhält man

$$\varepsilon_o(D/Y) = 0,764 \quad \text{bzw.} \quad \varepsilon(D/Y) = 1,119$$

Als Zinselastizität der Sichtdepositennachfrage (ebenfalls bezogen auf den Mittelwert) ergibt sich

$$\varepsilon_o(D/r) = 0,118 \quad \text{bzw.} \quad \varepsilon(D/r) = 0,173$$

Die Zinselastizität der Nachfrage nach Sichtdepositen ist also deutlich größer als die der Geldnachfrage M_1 . Dieses Ergebnis stützt eine These von Tobin,¹ wonach

- a) die Zinselastizität der Geldnachfrage mit steigendem Transaktionsvolumen zunimmt und
- b) ein (von der Höhe des Transaktionsvolumens abhängiger) kritischer Zinssatz existiert, bei dem den Wirtschaftssubjekten eine rentierliche Anlage von Geld erst sinnvoll erscheint.

Denn sofern man eine mit steigendem Transaktionsvolumen wachsende Zinselastizität der Geldnachfrage unterstellt, muß diejenige der Nachfrage nach Sichtdepositen relativ groß sein, da davon auszugehen ist, daß Sichtdepositen vornehmlich von Wirtschaftssubjekten mit großem Transaktionsvolumen gehalten werden.

333. Die Nachfrage nach Bardepositen

Für die Nachfrage C nach Bardepositen ergaben sich die folgenden OLS-Schätzungen

$$(78) \quad C = 1,0893 + 0,3548S_1 + 0,6485S_2 + 0,4081S_3 + 0,0367Y + 0,8153C^{-1} \\ (1,3981) (3,3872) (2,1546) (2,0634) (9,7903)$$

$$R = 0,9972$$

$$DW = 2,4410$$

¹ Vgl.: J. Tobin, The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash, The Review of Economics and Statistics, Cambridge, Mass., Vol. 38 (1956), S. 241 ff. - Derselbe, Liquidity Preference as Behaviour Towards Risk, The Review of Economic Studies, Cambridge, Vol. 25 (1958), S. 65 ff. - Derselbe, The Theory of Portfolio Selection, In: The Theory of Interest Rates, Proceedings of a Conference held by the International Economic Association, Eds. F.H. Hahn and F.P.R. Brechling, London/New York 1965, S. 3 ff.

$$(79) \quad C = 1,3182 + 0,3570S_1 + 0,6522S_2 + 0,4133S_3 + 0,0371Y - 0,0380r \\ (1,3952) \quad (3,3765) \quad (2,1612) \quad (2,0693) \quad (-0,4894) \\ + 0,8143C^{-1} \\ (9,6966)$$

$$R = 0,9972$$

$$DW = 2,4447$$

Auffallend an diesen Schätzungen ist zunächst der kleine und insignifikante Wert des Regressionskoeffizienten der Zins-Variablen. Man wird daraus schließen können, daß der Zinssatz für die Erklärung der Nachfrage des Publikums nach Bardepositen von untergeordneter Bedeutung ist. Dies bestätigt die oben geäußerte Vermutung, daß ein (von der Größe des Transaktionsvolumens abhängiger) kritischer Zinssatz existiert, ab dem den Wirtschaftssubjekten eine rentierliche Anlage von Kasse erst sinnvoll erscheint, und zwar aus folgendem Grund:

Bardepositen werden vornehmlich von Wirtschaftssubjekten gehalten, die nur über die Anlage kleinerer Beträge entscheiden. Es erscheint daher plausibel, daß der "kritische" Zins für einen großen Teil der Bargeldnachfrage über dem Marktzins liegt, so daß eine rentierliche Anlage unterbleibt. Eine Reaktion der Bardepositennachfrage auf Änderungen des Zinsniveaus ist folglich insoweit nicht zu erwarten.

Auch der mit 0,2 relativ geringe Anpassungskoeffizient entspricht unseren Erwartungen, da - wie bereits erwähnt - anzunehmen ist, daß die Kosten der Umwandlung von Geld in rentierliche Anlagen bzw. umgekehrt unterproportional zur Höhe des Anlagebetrages steigen. Geht man von Gleichung (79) aus, so werden ca. 20 v.H. der Gesamtwirkung, die von einer Änderung des Volkseinkommens und/oder des Zinssatzes ausgeht, im laufenden Quartal realisiert, während in den folgenden Perioden die Wirkung geometrisch abnimmt.

Aus Gleichung (79) ergibt sich für die (auf den Mittelwert bezogene) Einkommenselastizität der Nachfrage nach Bargeld

$$\epsilon_0(C/Y) = 0,136$$

bzw.

$$\epsilon(C/Y) = 0,730$$

Auffallend ist die mit 0,730 im Vergleich zur Nachfrage nach Sichtdepositen geringe langfristige Einkommenselastizität, und zwar aus folgenden Gründen:

- a) Einerseits werden Bardepositen vornehmlich von Wirtschaftssubjekten mit relativ geringem Einkommen gehalten und andererseits hat sich gezeigt, daß letztere Einkommenserhöhungen im wesentlichen zu Konsumzwecken verwenden.
- b) Konsumausgaben werden aber - insbesondere von den hier interessierenden einkommensschwachen Bevölkerungsschichten - zum größten Teil bar getätigt.

Man sollte daher eigentlich erwarten, daß die Einkommenselastizität der Bargeldnachfrage größer ist als diejenige der Nachfrage nach Sichtdepositen. Wir halten es jedoch für möglich, daß das obige Ergebnis dadurch zu erklären ist, daß in dem Regressionskoeffizienten für das Volkseinkommen z.T. der Einfluß einer im Ansatz (79) nicht explizit berücksichtigten Variablen erfaßt wird, und zwar vermuten wir folgende Zusammenhänge:

Zeitdepositen (= Termin- plus Spardepositen) stellen unter den institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik ein relativ enges Substitut zur Kassenhaltung dar. Da sie durch Kündigung praktisch jederzeit ohne größere Verluste in Bar- bzw. Giralgeld umgewandelt werden können, sind sie in gewissem Umfang als potentiell Geld anzusehen. Nun ist aber anzunehmen, daß mit steigenden Beständen an hochliquiden Aktiva cet. par. die mit dem baren Zahlungsverkehr verbundenen Unbequemlichkeiten im Urteil der Wirtschaftssubjekte höher bewertet werden.¹ Es ist daher zu erwarten, daß mit wachsenden Beständen an Zeitdepositen zunehmend eine Substitution von Barzahlungen durch die, infolge der Bankprovision zwar relativ teuren, dafür aber bequemerem giralen Verfügungen stattfindet.²

¹ Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 24 f.

² Ebenda, S. 55

Um diese Hypothese zu überprüfen, erweitern wir die Nachfragefunktionen für Bargeld bzw. Sichtdepositen, indem wir die jeweiligen Bestände an Zeitdepositen als zusätzliche erklärende Variable einführen. Dann ergibt sich als Reaktionsform der Nachfrage nach Bargeld

$$C(t) = C(t-1) + (1-h) [C^*(t) - C(t-1)]$$

$$C^*(t) = \theta_0 + \theta_1 Y(t) + \theta_2 r(t) + \theta_3 Z(t) + u(t)$$

Als Reaktionsform der Nachfrage nach Sichtdepositen erhält man

$$D(t) = D(t-1) + (1-h) [D^*(t) - D(t-1)]$$

$$D^*(t) = \theta_0 + \theta_1 Y(t) + \theta_2 r(t) + \theta_3 Z(t) + u(t)$$

Im folgenden sind die OLS-Schätzungen für die reduzierten Formen der beiden obigen Modelle wiedergegeben

$$(80) \quad C = 0,2566 + 0,7137S_1 + 0,8331S_2 + 0,5391S_3 + 0,0736Y - 0,0248r$$

$$(2,5508) \quad (4,2573) \quad (1,8836) \quad (3,3013) \quad (-0,3382)$$

$$-0,0151Z + 0,7733C^{-1}$$

$$(-2,5086) \quad (9,5790)$$

$$R = 0,9976$$

$$DW = 2,5571$$

$$(81) \quad D = 4,2851 - 2,1805S_1 - 0,8752S_2 - 1,7848S_3 + 0,2759Y - 0,6915r$$

$$(-2,6277) \quad (-2,1897) \quad (-4,2709) \quad (6,1163) \quad (-4,2230)$$

$$+ 0,0208Z + 0,2882D^{-1}$$

$$(2,6141) \quad (2,2857)$$

$$R = 0,9974$$

$$DW = 1,9077$$

Als Ergebnis ist festzustellen, daß der Regressionskoeffizient für die Zeitdepositen in der Nachfragerelation für Bargeld ein negatives, in derjenigen für Sichtdepositen hingegen ein positives Vorzeichen aufweist und in beiden Regressionen bei einer

Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 5 v.H. statistisch signifikant ist. D.h. die Hypothese, daß mit wachsenden Beständen an Zeitdepositen zunehmend eine Substitution von Barzahlungen durch girale Verfügungen einhergeht, kann durch die vorliegenden OLS-Schätzungen nicht als falsifiziert betrachtet werden. Daß es sich hierbei vornehmlich um einen Substitutionseffekt handelt, läßt die den Ansätzen (80) und (81) entsprechende OLSE für die Geldnachfrage M_1 vermuten.

$$(82) \quad M_1 = 5,8242 - 2,0336S_1 + 0,0589S_2 - 1,3205S_3 + 0,3408Y - 0,6395r \\ (-2,2920) (0,1264) (-2,7673) (6,0291) (-3,5442) \\ -0,0011Z + 0,4820M^{-1} \\ (0,0794) (6,1027)$$

$$R = 0,9985$$

$$DW = 2,1324$$

Aus dem sehr kleinen und völlig insignifikanten Wert des Koeffizienten der Variablen Z wird man schließen können, daß der jeweilige Bestand an Zeitdepositen für die Erklärung der Höhe der Geldnachfrage M_1 von untergeordneter Bedeutung ist. Wir können daher mit einigem Recht davon ausgehen, daß die Größe Z in (80) bzw. (81) so gut wie ausschließlich den Substitutionseffekt zwischen baren und giralen Zahlungsverfügungen erfaßt.

Eine andere Frage ist, ob bzw. inwieweit der Koeffizient der Zeitdepositen-Variablen als echter Reaktionsparameter oder lediglich als Symptom einer allgemeinen wirtschaftlichen Entwicklung zu interpretieren ist. Bis zu einem gewissen Grade wird letzteres sicherlich der Fall sein. Zu denken ist hier bspw. an die Auswirkungen des allmählichen Übergangs der Unternehmen und öffentlichen Stellen zur bargeldlosen Lohn- und Gehaltszahlung.¹ Da diese Einflußfaktoren im Modell nicht explizit berücksichtigt sind, ihre Entwicklung im Zeitablauf aber parallel zu derjenigen der Zeitdepositen verlief, ist anzunehmen, daß sich die von ihnen ausgehenden Einflüsse auf

1 Ebenda

die Nachfrage nach Bar- bzw. Sichtdepositen zumindest teilweise in dem OLS-Koeffizienten der Variablen Z niederschlagen.

Berücksichtigt man, daß Zeitdepositen eine Vermögensposition darstellen, so ist festzustellen, daß der Koeffizient der Zeitdepositen-Variablen Z in der Geldnachfragerelation (82) ein nicht unseren Erwartungen entsprechendes Vorzeichen aufweist. Denn sofern man davon ausgeht, daß die Präferenzordnung der Wirtschaftssubjekte gegenüber Veränderungen des Vermögens nicht invariant ist, erscheint es sinnvoll anzunehmen, daß mit steigendem finanziellen Vermögen die mit einem "cash management" verbundenen Unbequemlichkeiten im Urteil der Wirtschaftssubjekte höher bewertet werden. Es ist daher zu erwarten, daß mit wachsendem finanziellen Vermögen *cet. par.* eine Erhöhung der aufgrund des Transaktions- und des Vorsichtsmotivs gehaltenen Geldbestände einhergeht.¹ Der völlig insignifikante und negative Wert des Regressionskoeffizienten der Zeitdepositen-Variablen in (82) legt jedoch die Vermutung nahe, daß ein derartiger "Vermögenseffekt" entweder nicht vorhanden oder aber von ganz untergeordneter Bedeutung ist. Zu beachten ist in diesem Zusammenhang allerdings, daß den Wirtschaftssubjekten bei höheren Beständen an sekundär liquiden Aktiva auch umfangreichere und relativ billige Refinanzierungsmöglichkeiten offenstehen.² Dieser Umstand könnte eine Verminderung der gewünschten Vorsichtskasse induzieren und damit zu einer zumindest teilweisen Kompensation des "Vermögenseffektes" führen.

Erfaßt man den Substitutionseffekt zwischen baren und giralen Verfügungen nicht explizit im Modell, so ist anzunehmen, daß die Auswirkungen dieser Substitution auf die Nachfrage nach Bar- bzw. Sichtdepositen - infolge der zeitlich weitgehend parallel verlaufenden Entwicklung von Volkseinkommen und giralen Verfügungen - teilweise dem OLS-Koeffizienten der Volks-

1 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 24 ff

2 Ebenda

einkommens-Variablen zugeschlagen werden. Wir erwarten daher, daß die Vernachlässigung der Zeitdepositen als erklärende Variable eine Änderung der OLS-Koeffizienten für die Volkseinkommens-Variable bewirkt dergestalt, daß der numerische Wert in der Nachfragerelation für Bardepositen dem Betrage nach kleiner und in der Nachfragerelation für Sichtdepositen dem Betrage nach größer wird. - Ein Vergleich der Relationen (77) und (81) bzw. (79) und (80) bestätigt diese Überlegungen.

Aus (80) und (81) errechnen sich die folgenden (auf die jeweiligen Mittelwerte bezogenen) Einkommenselastizitäten:

$$\begin{array}{lll} \epsilon_o(C/Y) = 0,269 & \text{bzw.} & \epsilon(C/Y) = 1,187 \\ \epsilon_o(D/Y) = 0,699 & \text{bzw.} & \epsilon(D/Y) = 0,982 \end{array}$$

Wir erhalten also - wie erwartet - für die Bardepositennachfrage eine etwas größere langfristige Einkommenselastizität als für die Sichtdepositennachfrage. Auch für die kurzfristige Einkommenselastizität der Bardepositennachfrage errechnet sich aus (80) ein höherer Wert als aus (79). Die Veränderung ist mit ca. 100 % sogar recht erheblich. Hinsichtlich der Sichtdepositennachfrage hat sich die kurzfristige Einkommenselastizität hingegen nur relativ geringfügig geändert.

22. Die Interpretation der Saisonvariablen

Bislang haben wir den Regressionskoeffizienten der Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 keine besondere Beachtung geschenkt. Eine genauere Untersuchung gestattet jedoch eine interessante Schlußfolgerung, und zwar insofern, als die Vorzeichen der jeweiligen Koeffizienten in den Nachfragerelationen für Bardepositen ausschließlich positiv, in denjenigen für Sichtdepositen hingegen ausschließlich negativ sind. Dieses Ergebnis wird einer sinnvollen Interpretation zugänglich, wenn man beachtet, daß¹

1 Ebenda, S. 56

- a) die Depositenbestände als Stichtagswerte zum Ende des jeweiligen Quartals gemessen werden (Quartals-Endwerte), und daß
- b) mittels der Saisonvariablen S_1 , S_2 sowie S_3 praktisch eine Adjustierung der Nachfragerelationen auf das vierte Quartal vorgenommen wird.

Infolge des Weihnachtsgeschäftes erfolgt gegen Ende des vierten Quartals in größerem Umfang eine Verlagerung der Geldbestände aus dem Haushalts- in den Unternehmenssektor. Da Unternehmen einen im Vergleich zu Haushalten relativ größeren Teil ihrer Geldbestände in Form von Sichtdepositen halten, ist zu erwarten, daß sich gegen Ende des vierten Quartals die Zusammensetzung der Geldmenge zugunsten der Sichtdepositen verschiebt. Es ist daher a priori davon auszugehen, daß die Regressionskoeffizienten der Saisonvariablen in den Nachfragerelationen für Bardepositen positive und in denjenigen für Sichtdepositen negative Vorzeichen besitzen.

33. Die Problematik der Annahme einer a priori gegebenen geometrischen lag-Verteilung

Die bisher behandelten "dynamischen" Modelle gingen alle von einer a priori gegebenen geometrischen lag-Verteilung aus. Ein derartiger Ansatz impliziert, daß der Anpassungsprozeß unabhängig davon ist, welche der Variablen variiert.¹ Damit wird unterstellt, daß die lag-Struktur für alle erklärenden Variablen die gleiche ist. D.h. gleichgültig, ob sich bspw. das Volkseinkommen oder der Zinssatz ändert, die Form der lag-Verteilung ist identisch und vom Koyck-Typ. Demgemäß erfolgt die stärkste Reaktion der Geldnachfrage in der Periode der Datenänderung, während in den folgenden Perioden die Wirkung geometrisch abnimmt.

Sowohl die Annahme einer identischen lag-Verteilung für alle

¹ Vgl.: H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit..., S.83

erklärenden Variablen als auch die Annahme einer geometrischen lag-Struktur erscheinen aus folgenden Gründen problematisch:

- a) Zwischen dem Zeitpunkt einer Änderung des Zinssatzes und dem Zeitpunkt, in dem die Änderung der Mehrzahl der Wirtschaftssubjekte bekannt wird, vergeht i.d.R. eine gewisse Zeit (Informations-lag).¹ Weiterhin ist zu beachten, daß die zukünftige Entwicklung unsicher ist und die Durchführung von Planrevisionen in aller Regel mit Anpassungskosten verbunden ist. Es ist daher zu erwarten, daß die Wirtschaftssubjekte nicht auf jede kleine Datenänderung mit einer Planrevision reagieren und auch bei größeren Datenänderungen, zumindest teilweise, zunächst einmal abwarten, ob sich die Änderung als permanent herausstellt² (Entscheidungs-lag). Schließlich benötigt auch die Durchführung von Planrevisionen eine gewisse Zeit³ (Ausführungs-lag).

Es scheint daher sinnvoll anzunehmen, daß die Reaktion auf Zinssatzänderungen relativ langsam erfolgt, der Reaktionsschwerpunkt somit nicht unbedingt in der Periode der Datenänderung liegt und vor allem, daß die Auswirkungen einer Zinssatzänderung auf die Geldnachfrage im Zeitablauf keineswegs geometrisch abnehmen.⁴

- b) Veränderungen des Transaktionsvolumens erfordern eine dem Multiplikatoreffekt analoge Veränderung der Nachfrage nach liquiden Mitteln.⁵ Insofern scheint es plausibel, für das Volkseinkommen eine lag-Verteilung mit Reaktionsschwerpunkt zu Beginn des Anpassungsprozesses anzunehmen. Es ist jedoch, u.a. wegen der relativ starken saisonalen Schwan-

1 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 32

2 Ebenda

3 Vgl.: de Leeuw, A Model of Financial Behaviour, The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States, Chicago and Amsterdam 1965, S. 465 ff.

4 Vgl.: H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit..., S.83

5 Ebenda

kungen des Volkseinkommens, zweifelhaft, ob die Unterstellung einer geometrischen lag-Verteilung geeignet ist, die tatsächliche lag-Struktur zu erfassen.¹ Dies sei am Beispiel des "Modells mit korrigierten Erwartungen" etwas näher erläutert:

Das "Modell mit korrigierten Erwartungen" geht von der Vorstellung aus, daß sich die Wirtschaftssubjekte als lernende Geschöpfe bei der Einkommensverwendung von Erwartungen leiten lassen.² Die implizierte geometrische lag-Struktur bietet aber keine Möglichkeit, eine evtl. Periodizität in den Lernprozeß einzubeziehen. Das ist insofern unbefriedigend, als bei regelmäßigen kurzfristigen (z.B. saisonalen) Schwankungen der Meßwerte ständig eine Differenz zwischen erwartetem und faktischem Wert besteht.³ Die geometrische lag-Verteilung erscheint daher nicht flexibel genug, um die lag-Struktur der Volkseinkommens-Variablen in den Nachfragerelationen der Nichtbanken nach den verschiedenen Depositenarten sinnvoll erfassen zu können. Dieser Umstand dürfte zumindest z.T. verantwortlich sein für die bei kurzfristigen Untersuchungen beobachteten Unzulänglichkeiten der permanent income-Hypothese.⁴ Friedman selbst hat diese Unzulänglichkeiten zugegeben, sich aber auf die These zurückgezogen, daß hier eben faktische und erwartete Kassenhaltung divergieren.⁵

- c) Im Gegensatz zum Einkommen bzw. Zinssatz ist der Bestand an Zeitdepositen eine von den Wirtschaftssubjekten geplante Größe. Rationales Verhalten unterstellt, ist es daher

1 Vgl.: H. Müller und A. Woll, Zur Theorie der Geldnachfrage: Modell eines Prognoseeinkommens für die kurzfristige Geldnachfrage, Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Vol. 127 (1971), S. 130 f.

2 Ebenda

3 Ebenda, S. 130

4 Vgl.: A. Woll, Analytische Ansätze...

5 Vgl.: M. Friedman and A.T. Schwartz, Money and Business Cycles, The Review of Economics and Statistics, Vol. 45 (1963), Suppl., S. 59

denkbar, daß letztere bei der Planung der gewünschten Bar- und Sichtdepositenbestände die beabsichtigten Änderungen der Zeitdepositenhaltung in ihren Kalkül von vornherein einbeziehen. Wir vermuten daher, daß die Unterstellung einer lag-Struktur für die Zeitdepositen-Variable Z nicht sinnvoll ist. Zwingend ist diese Annahme sicherlich nicht. Sie wird jedoch gestützt durch die Tatsache, daß die Unterstellung einer lag-Struktur¹ zu völlig unbefriedigenden Ergebnissen führte. Allerdings mag dies bis zu einem gewissen Grad auch dadurch bedingt sein, daß in der Variablen Z - wie oben erläutert - zumindest teilweise eine trendmäßige Entwicklung miterfaßt wird.

Eine nicht geometrische und/oder unterschiedliche lag-Struktur für die erklärenden Variablen eines Regressions-Modells läßt sich mit Hilfe des Koyck-Ansatzes nicht erfassen. Da die Unterstellung einer identischen geometrischen lag-Verteilung für sämtliche erklärenden Variablen eines Modells mit ziemlicher Sicherheit aber eine Fehlspezifikation darstellt, können die geschätzten Regressionskoeffizienten einen u.U. erheblichen Spezifikations-bias aufweisen. Wir werden daher im folgenden zur Erklärung der Depositennachfrage des Publikums ein etwas flexibleres, von A.S. Almon entwickeltes, distributed lag-Modell verwenden.

1 Im Rahmen des im nächsten Kapitel behandelten Almon-Modells

9. Das Almon-Modell

Almon geht von dem allgemeinen distributed lag-Modell¹

$$(83) \quad y(t) = \sum_{\tau=0}^{n-1} w(\tau) X(t-\tau)$$

aus. Dabei bezeichnet y die abhängige und X die unabhängige Variable sowie $w(\tau)$ den lag-Koeffizienten an der Stelle τ und n die Anzahl der Perioden, über welche sich die lags verteilen. Von den lag-Koeffizienten $w(\tau)$ nimmt Almon an, daß sie als Werte des Polynoms $w(x)$ vom Grade $q+1$, wobei $q \leq n$, an den Stellen $x=0, \dots, n-1$, interpretiert werden können. Sind $q+2$ Werte $w(x_0)=b_0, w(x_1)=b_1, \dots, w(x_{q+1})=b_{q+1}$ dieses Polynoms bekannt, so können die lag-Koeffizienten $w(\tau)$ als Linearkombinationen jener Werte berechnet werden.

$$(84) \quad w(\tau) = \sum_{j=0}^{q+1} \psi_j(\tau) b_j \quad = 0, 1, 2, \dots, n-1$$

Dabei bezeichnet $\psi_j(\tau)$ die Werte der Lagrangeschen Interpolationspolynome

$$\begin{aligned} \psi_0(x) &= \frac{(x-x_1)(x-x_2)\dots(x-x_{q+1})}{(x_0-x_1)(x_0-x_2)\dots(x_0-x_{q+1})} \\ \psi_1(x) &= \frac{(x-x_0)(x-x_2)\dots(x-x_{q+1})}{(x_1-x_0)(x_1-x_2)\dots(x_1-x_{q+1})} \\ \psi_{q+1}(x) &= \frac{(x-x_0)(x-x_1)\dots(x-x_q)}{(x_{q+1}-x_0)(x_{q+1}-x_1)\dots(x_{q+1}-x_q)} \end{aligned}$$

an der Stelle $x=\tau$.

Almon nimmt nun weiterhin an, daß die lag-Koeffizienten für $\tau=-1$ und $\tau=n$ gleich null sind. Dann vereinfacht sich (84) zu

$$(85) \quad w(\tau) = \sum_{j=1}^q \psi_j(\tau) b_j$$

¹ Vgl.: A.S. Almon, The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures, *Econometrica*, Vol. 33 (1965), S. 178 ff.

Setzen wir (85) in (83) ein, so ergibt sich

$$y(t) = \sum_{j=1}^q b_j \sum_{\tau=0}^{n-1} \psi_j(\tau) X(t-\tau)$$

$$(86) \quad y(t) =: \sum_{j=1}^q b_j z_j(t) \quad t \geq n$$

wobei

$$(87) \quad z_j(t) = \sum_{\tau=0}^{n-1} \psi_j(\tau) X(t-\tau) \quad j=1, 2, \dots, q$$

Die b_j lassen sich somit bestimmen als Koeffizienten der Regression zwischen der Variablen y und den q "Almon-Variablen" $z_1, z_2, \dots, z_q$.

Hat man die b_j ermittelt, so kann man die lag-Koeffizienten aus (85) berechnen.

Die Varianzen der lag-Koeffizienten werden gegeben durch

$$(88) \quad \sigma_{\tau}^2 = \Omega_{\tau}' \sigma^2 (z'z)^{-1} \Omega_{\tau}$$

mit
$$\Omega_{\tau}' = [\psi_1(\tau), \psi_2(\tau), \dots, \psi_q(\tau)]$$

wobei $\underline{z}$ die Matrix der Almon-Variablen und σ^2 die Varianz der Residuen bezeichnet.

Kritisch ist zu dem Almon-Modell zu sagen, daß sowohl die Annahme, die lag-Struktur könne durch ein Polynom approximiert werden, als auch die Annahme, der Punkt $t+1$ bilde eine Nullstelle des Polynoms, restriktiv ist.

Die letzte Annahme läßt sich jedoch ohne Schwierigkeiten aufheben, indem man die Zahl der berechneten Almon-Variablen von q auf $q+1$ erhöht.¹ Eine nennenswerte Veränderung der Ergebnisse ergab sich dadurch aber nicht.

¹ Vgl.: H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit..., S. 84 Fußnote 21

Ein weiteres Problem ergibt sich aus folgender Überlegung:

Die Wahl der Parameterpunkte $x_1, x_2, \dots, x_{q+1}$ innerhalb des Intervalls $[0, n]$ hat nach Almon keinen Einfluß auf die Schätzergebnisse.¹ Er begründet dies heuristisch damit, daß es innerhalb des Intervalls $[0, n]$ nur ein Polynom vom Grade $q+1$ geben kann, das die Summe der Abweichungsquadrate minimiert. Dies ist sicherlich richtig, jedoch erscheint die Wahl der Parameterpunkte aus folgendem Grunde dennoch bedeutsam für die Schätzergebnisse:

Im Laufe der Untersuchung hat sich gezeigt, daß die Multikollinearität zwischen den Almon-Variablen bis zu einem gewissen Grad durch die Wahl der Parameterpunkte beeinflußt werden kann. Da sich bei hoher Multikollinearität u.a. die von den erklärenden Variablen ausgehenden Einflüsse nicht exakt trennen lassen, ist in dieser Hinsicht eine Abhängigkeit der Schätzergebnisse von der Wahl der Parameterpunkte zu erwarten. Diese Erwartung wurde von den empirischen Ergebnissen bestätigt. Wir waren daher bemüht, die Parameterpunkte so zu wählen, daß die Multikollinearität zwischen den Almon-Variablen möglichst gering gehalten wurde. Das ändert grundsätzlich jedoch nichts daran, daß die Abhängigkeit der Schätzergebnisse von der Wahl der Parameterpunkte $x_1, x_2, \dots, x_{q+1}$ ein gewisses Unsicherheitsmoment in das Verfahren bringt.

Ein weiterer Einwand, der sich zwar nicht unmittelbar auf das verwendete Modell bezieht, ist darin zu sehen, daß - ähnlich wie im Koyck-Modell - das Problem der Aggregation über die Zeit vernachlässigt wird. Dies sei im folgenden näher erläutert.

Wir unterstellen ein distributed lag-Modell, in dem die Geldmenge M_1 spezifiziert ist als lineare, stochastische Funktion der deterministischen exogenen Variablen x mit endlicher lag-Länge k

1 Vgl.: A.S. Almon, a.a.O., S. 181

$$(89) \quad m(t) = \beta_0^* + \beta_1^* x(t) + \beta_2^* x(t-1) + \dots + \beta_{k+1}^* x(t-k) + u^*(t)$$

für $t=1, 2, \dots, T$.

Die Verwendung der kleinen Buchstaben deutet wiederum an, daß es sich um die noch nicht aggregierte Relation handelt.

Relation (89) werde nun über n aufeinanderfolgende Perioden aggregiert, wobei wir annehmen wollen, daß T und k ganzzahlige Vielfache von n sind. Als aggregierte Beziehung erhält man dann

$$(90) \quad M(t) = n\beta_0^* + \beta_1^* X(t_n) + \beta_2^* X(t_n - \frac{1}{n}) + \dots + \beta_{k+1}^* X(t_n - \frac{k}{n}) + U^*(t_n)$$

Die obige Gleichung enthält z.T. nicht ganzzahlige time-lags der erklärenden Variablen X . Daraus folgt, ähnlich wie im Koyck-Modell, daß wir bei unseren Parameterschätzungen strenggenommen bestimmte nicht ganzzahlige time-lags der erklärenden Variablen zu berücksichtigen hätten, sofern das Quartal nicht mit der theoretisch angemessenen Zeiteinheit übereinstimmt. Aus den bereits im Rahmen des Koyck-Modells erläuterten Gründen werden bei empirischen Untersuchungen i.a.R. jedoch nur time-lags mit $(t_n - \frac{k}{n})$ berücksichtigt. Dann reduziert sich (90) zu

$$(91) \quad M(t_n) = \beta_0 + \beta_1 X(t_n) + \beta_2 X(t_n - 1) + \dots + \beta_{k_n+1} X(t_n - k_n) + U(t_n)$$

für $t_n = 1, 2, \dots, T_n$ und $k_n = \frac{k}{n}$.

D.h. unseren Parameterschätzungen liegt u.U. ein fehlspezifiziertes Modell zugrunde. In diesem Falle ist zu erwarten, daß die OLS-Schätzungen der Regressionskoeffizienten inkonsistent und folglich verzerrt sind (Spezifikations-bias).

Interpretiert man die Koeffizienten der aggregierten Variablen in (91) als Erwartungswerte von unverzerrten OLS-Schätzungen, so läßt sich der Spezifikations-bias für die multiplikativen Parameter folgendermaßen darstellen:¹

Vgl.: C. Moriguchi, a.a.O., S. 429 f.

$$E \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_{k_n+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1^* \\ \beta_2^* \\ \vdots \\ \beta_{k_n+1}^* \end{bmatrix} + (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{X}_* \underline{\beta}_*$$

Dabei bezeichnet $\underline{X}$ die Beobachtungswert-Matrix der erklärenden Variablen mit ganzzahligen time-lags, $\underline{X}_*$ diejenige der erklärenden Variablen mit nicht ganzzahligen time-lags, $\underline{\beta}_*$ den entsprechenden Koeffizientenvektor und E den Erwartungswert-Operator.

Es ergibt sich also ein ähnliches Ergebnis wie im Rahmen des Koyck-Modells. Stellt das Quartal nicht die theoretisch angemessene Zeiteinheit dar, so werden die OLS-Schätzungen i.d.R. einen Spezifikations-bias aufweisen, dessen Richtung und Stärke abhängig ist von den Veränderungen der numerischen Werte der erklärenden Variablen sowie der Reaktionsparameter. Allgemeine Aussagen über Richtung und Stärke des Spezifikations-bias sind daher kaum möglich.

Hinsichtlich der Stabilität von über die Zeit aggregierten Relationen der Form (89) ist zu sagen, daß die oben beschriebenen Abhängigkeiten auf eine relativ große Instabilität der Makro-Relationen hindeuten.

11. Die Nachfrage nach Geld

Im folgenden wird versucht, mit Hilfe des Almon-Modells nähere Erkenntnisse über die lag-Struktur der Nachfrage des Nicht-bankensektors nach Geld i.e.S. bzw. nach den verschiedenen Depositenarten zu gewinnen.

Ähnlich wie im Rahmen des Koyck-Modells haben wir angenommen, daß die Geldnachfrage M_1 durch das Volkseinkommen Y , den Kapitalmarktzins r , die jeweiligen Bestände an Zeitdepositen Z sowie die Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 erklärt werden kann.

Der Almon-Ansatz erfordert zunächst eine Entscheidung über den Grad des für die lag-Verteilung von Zinssatz bzw. Volkseinkommen unterstellten Polynoms sowie über die Anzahl der Perioden n bzw. m , über welche sich die lags verteilen. In der Annahme, daß ein Polynom dritten Grades flexibel genug sei, um die jeweilige lag-Struktur zu approximieren, hatten wir zunächst unterstellt, daß die Verteilung der lag-Koeffizienten sowohl für das Volkseinkommen als auch für den Zinssatz näherungsweise durch ein Polynom dritten Grades beschrieben werden kann. Für die maximale lag-Länge hatten wir angenommen $n, m \leq 7$. Dieser Ansatz erwies sich jedoch hinsichtlich des Volkseinkommens aus zweierlei Gründen als wenig sinnvoll:

- a) Die berechneten Almon-Variablen waren stark kollinear (es ergaben sich Korrelationskoeffizienten in der Größenordnung von 0,95), so daß sich die Einflüsse der einzelnen zeitverzögerten Variablen nicht exakt trennen ließen.
- b) Die dritte Nullstelle des Polynoms fiel bei allen untersuchten lag-Längen in den relevanten Bereich der lag-Verteilung, d.h. es ergaben sich teilweise Regressionskoeffizienten mit einem nicht unseren Erwartungen entsprechenden Vorzeichen.

Wir haben daher in einem zweiten Ansatz unterstellt, daß die lag-Struktur für das Volkseinkommen durch ein Polynom zweiten Grades und für den Zinssatz durch ein Polynom dritten Grades approximiert werden kann. Es wurden für $n, m \leq 7$ sämtliche

denkbaren Kombinationsmöglichkeiten der verschiedenen lag-Längen von Volkseinkommen und Zinssatz durchgerechnet. Dabei zeigte sich, daß die dritte Nullstelle des die lag-Struktur der Zinsvariablen approximierenden Polynoms für alle $n \neq 5$ in den relevanten Bereich der lag-Verteilung fiel. Aus diesem Umstand sowie einer Untersuchung der t-Werte und der partiellen Korrelationskoeffizienten, haben wir den Schluß gezogen, daß für den Zinssatz eine maximale lag-Länge von fünf Perioden anzunehmen ist.

Als OLSE der Geldnachfrage M_1 für $n=5$ und $m=3$ erhält man

$$(92a) \quad M_1 = 14,4862 - 4,8817S_1 - 0,9035S_2 - 1,1920S_3 \\ (-5,5503) (-0,8384) (-2,0509) \\ -0,3128r - 0,4793r^{-1} - 0,6377r^{-2} - 0,2287r^{-3} - 0,0094r^{-4} \\ (-0,8429) (-1,6555) (-1,9936) (-1,0328) (-0,4835) \\ +0,2077Y + 0,2439Y^{-1} + 0,1582Y^{-2} + 0,0265Z \\ (2,8697) (3,1004) (2,2121) (1,1205)$$

$$R = 0,9971 \quad DW = 1,6688$$

Für $n=5$ und $m=4$ ergibt sich

$$(92b) \quad M_1 = 9,4241 - 3,3222S_1 - 0,6029S_2 - 1,2068S_3 \\ (-3,8856) (-0,6116) (-1,4304) \\ -0,4470r - 0,1995r^{-1} - 0,2282r^{-2} - 0,0693r^{-3} - 0,0011r^{-4} \\ (-0,4470) (-0,9848) (-1,0550) (-0,7111) (-0,5488) \\ +0,2666Y + 0,2567Y^{-1} + 0,1134Y^{-2} + 0,0199Y^{-3} + 0,0184Z \\ (5,7186) (5,8731) (6,1230) (2,3820) (0,7820)$$

$$R = 0,9972 \quad DW = 1,6058$$

In einem weiteren Ansatz haben wir die OLSE für $n=5$ und $m=5$ berechnet.

$$(92c) \quad M_1 = 17,0560 - 4,1088S_1 - 2,5789S_2 - 2,7774S_3 \\ (-9,3370) (-4,7276) (-5,0889)$$

$$-0,1574r - 0,5208r^{-1} - 0,6399r^{-2} - 0,3956r^{-3} - 0,0008r^{-4} \\ (-0,5633) (-1,9114) (-3,7360) (-0,9430) (-0,5361)$$

$$+0,0767Y + 0,1322X^{-1} + 0,1593Y^{-2} + 0,1511Y^{-3} + 0,1003Y^{-4} \\ (2,0686) (3,8851) (5,5105) (5,2817) (3,5003)$$

$$+0,0261Z \\ (1,5049)$$

$$R = 0,9984$$

$$DW = 1,6013$$

Dabei kennzeichnen die Superskripte die jeweilige zeitliche Verzögerung.

Als Ergebnis ist zunächst festzustellen, daß weder die lag-Koeffizienten des Volkseinkommens noch die des Zinssatzes Anhaltspunkte für eine geometrische lag-Verteilung ergeben, im Gegenteil:

a) Das Maximum der kurzfristigen Reaktion auf Variationen des Zinssatzes liegt bei allen Ansätzen zwei Perioden nach Ende des Quartals, in dem die Datenänderung stattfand. Dies bestätigt unsere Vermutung, daß die Reaktion auf Zinssatzänderungen zum großen Teil mit einer nicht unerheblichen Zeitverzögerung erfolgt.

b) Für das Volkseinkommen ergibt sich, daß die Reaktion in den ersten Perioden etwa gleich stark ist oder ein, allerdings wenig ausgeprägtes, Maximum im zweiten oder dritten Quartal besitzt. Auch dies entspricht unseren Erwartungen.

Weiterhin weist nunmehr auch der Koeffizient der Variablen Z das erwartete Vorzeichen auf. Zwar ist letzterer in keinem der Ansätze bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 v.H. statistisch signifikant, die t-Werte sind aber andererseits auch nicht so klein, daß man den Beständen an Zeitdepositen jede Bedeutung für die Erklärung der Geldnachfrage M_1 ab-

sprechen könnte. Wir schließen daraus, daß mit steigenden Beständen an Zeitdepositen die mit einem "cash management" verbundenen Mühen im Urteil der Wirtschaftssubjekte höher bewertet werden. Das hat zur Folge, daß letztere mit wachsendem Volumen an Zeitdepositen höhere Geldbestände für Transaktions- und Vorsichtszwecke zu halten wünschen, so daß die Geldnachfrage M_1 cet. par. tendenziell zunimmt. Allerdings ist die quantitative Bedeutung dieses "Vermögenseffektes" recht gering.

Eine Diskriminierung zwischen den Ansätzen (92a), (92b) und (92c) ist nicht möglich. Weder die multiplen Korrelationskoeffizienten noch die t-Werte noch die Durbin-Watson-Koeffizienten liefern Anhaltspunkte für die Bevorzugung eines bestimmten Ansatzes. Eine Entscheidung sei daher zunächst zurückgestellt, bis wir die Komponenten der Nachfrage nach Geld i.e.S., d.h. die Nachfrage nach Bar- und Sichtdepositen, untersucht haben. Denn u.U. lassen sich auf diesem Wege nähere Aufschlüsse über die lag-Struktur der Geldnachfrage gewinnen. Verzichtet man auf die Einführung der jeweiligen Bestände an Zeitdepositen als erklärende Variable, so erhält man für die den Ansätzen (92a), (92b) und (92c) entsprechenden OLS-Schätzungen

$$\begin{aligned}
 (92a) \quad M_1 = & 12,2652 - 4,7589S_1 - 0,5490S_2 - 1,1312S_3 \\
 & (-5,4431)(-0,5318)(-1,9513) \\
 & -0,5227r - 0,5207r^{-1} - 0,3108r^{-2} - 0,1032r^{-3} - 0,0011r^{-4} \\
 & (-1,6285)(-1,6057)(-1,6494)(-1,4337)(-0,5573) \\
 & + 0,2501Y + 0,2647Y^{-1} + 0,1469Y^{-2} \\
 & (5,8100)(5,4817)(2,0709)
 \end{aligned}$$

$$R = 0,9970$$

$$DW = 1,7025$$

$$\begin{aligned}
 (92b) \quad M_1 = & 7,7277-3,1696S_1-0,3824S_2-1,0375S_3 \\
 & (-3,8202)(-0,4062)(-1,2766) \\
 & -0,3261r-0,2569r^{-1}-0,1354r^{-2}-0,0135r^{-3}-0,0011r^{-4} \\
 & (-0,9653)(-0,9004)(-0,7512)(-0,6711)(-0,5839) \\
 & +0,2901Y+0,2757Y^{-1}+0,0660Y^{-2}+0,0199Y^{-3} \\
 & (8,1666)(8,0023)(6,3961)(2,1797) \\
 R = & 0,9971 \qquad DW = 1,6141
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (92c) \quad M_1 = & 14,9420-4,1297S_1-2,4836S_2-2,6653S_3 \\
 & (-9,2315)(-4,5068)(-4,8468) \\
 & -0,3637r-0,6518r^{-1}-0,5129r^{-2}-0,2682r^{-3}-0,0011r^{-4} \\
 & (-1,4942)(-2,9917)(-3,3883)(-1,9112)(-0,6550) \\
 & +0,1022Y+0,1584Y^{-1}+0,1725Y^{-2}+0,1482Y^{-3}+0,0894Y^{-4} \\
 & (5,5661)(6,0005)(7,5538)(6,5111)(1,9427) \\
 R = & 0,9983 \qquad DW = 1,5311
 \end{aligned}$$

Sieht man von einer geringfügigen Erhöhung der langfristigen Einkommenselastizität ab, so ergeben sich aus der Vernachlässigung der Bestände an Zeitdepositen keine größeren Veränderungen hinsichtlich der errechneten langfristigen Auswirkungen von Variationen des Volkseinkommens bzw. des Zinssatzes. Die Erhöhung der langfristigen Einkommenselastizität dürfte eine Folge des in den obigen Ansätzen nicht explizit erfaßten "Vermögenseffektes" der Bestände an Zeitdepositen sein. Aus der geringen quantitativen Bedeutung dieses "Vermögenseffektes" wird man, ähnlich wie im Koyck-Modell, schließen können, daß die Variable Z vornehmlich einen Substitutionseffekt zwischen baren und giralen Zahlungsverfügungen erfaßt.

Im Gegensatz zum langfristigen Bereich bewirkt die Vernachlässigung der Zeitdepositen kurzfristig, insbesondere beim

Zinssatz, größere Veränderungen. Ein Vergleich der Beziehungen (92a) und (92a'), (92b) und (92b') sowie (92c) und (92c') zeigt, daß die kurzfristige Reaktion auf Änderungen des Zinssatzes in den Ansätzen (92a'), (92b') und (92c') im Anfang wesentlich stärker ist als in den Ansätzen (92a), (92b) und (92c), dafür im Zeitablauf aber schneller abnimmt.

Bei der Volkseinkommens-Variablen ist zu beobachten, daß die Vernachlässigung der Zeitdepositen vornehmlich zu einer Erhöhung der numerischen Werte der lag-Koeffizienten für die ersten zwei bis drei Quartale führt, wobei die Änderung für den Koeffizienten des laufenden Volkseinkommens (d.h. für $m=0$) am größten ist. Dies mag z.T. daran liegen, daß sowohl die Nachfrage nach Terminepositen als auch die Nachfrage nach Spardepositen von der Entwicklung des Volkseinkommens abhängen und folglich anzunehmen ist, daß im Falle einer Vernachlässigung der Zeitdepositen als erklärende Variable in der Nachfragerelation für Geld diejenigen Auswirkungen auf die Geldnachfrage, die durch einkommensinduzierte Veränderungen der Bestände an Zeitdepositen hervorgerufen werden, teilweise in den lag-Koeffizienten des Volkseinkommens miteingefasst werden.

Es wird sich später zeigen, daß die Reaktion auf Änderungen des Volkseinkommens sowohl bei der Nachfrage nach Terminepositen als auch bei derjenigen nach Spardepositen mit Schwerpunkt zu Beginn des Anpassungsprozesses erfolgt. Die als Folge der Vernachlässigung der Zeitdepositen Z als erklärende Variable in der Geldnachfragerelation beobachtete tendenzielle Erhöhung der numerischen Werte der lag-Koeffizienten des Volkseinkommens mit Schwerpunkt für $m=0$ erscheint daher durchaus plausibel.

In ähnlicher Weise lassen sich die Veränderungen der lag-Koeffizienten der Zins-Variablen erklären; denn die Nachfrage nach Zeitdepositen reagiert auf Änderungen des Kapitalmarktzinses ebenfalls mit Reaktionsschwerpunkt zu Beginn des Anpassungsprozesses. Auf eine nähere Untersuchung der Zinselastizität der Zeitdepositenachfrage wurde im gegenwärtigen

Zusammenhang verzichtet, da wir weiter unten ausführlich darauf zurückkommen werden. Hier sei lediglich versucht, die Zusammenhänge am Beispiel der Nachfrage nach Terminepositen ganz kurz zu verdeutlichen.

Terminepositen und Kapitalmarktanlagen sind bis zu einem gewissen Grad Substitute.¹ Gemäß der Theorie des Portfolio-Verhaltens ist daher anzunehmen, daß bei steigendem Kapitalmarktzins *cet. par.* zunehmend eine Substitution von Terminepositen durch Kapitalmarktanlagen stattfindet. Ist diese Annahme richtig, so geht mit steigendem Kapitalmarktzins eine Verminderung der Nachfrage nach Terminepositen einher. Analoge Überlegungen gelten bei sinkendem Kapitalmarktzins.

Wegen dieser Abhängigkeit der Terminepositennachfrage vom Kapitalmarktzins ist zu erwarten, daß diejenigen Auswirkungen auf die Geldnachfrage, die durch zinsinduzierte Änderungen der Bestände an Terminepositen hervorgerufen werden, im Falle einer Vernachlässigung der Variablen *Z*, teilweise der Zinsvariablen *r* zugeschlagen werden.

Wie die späteren Untersuchungen der Nachfrage nach Termin- und Spardepositen zeigen, lassen sich die Veränderungen der numerischen Werte der lag-Koeffizienten des Kapitalmarktzins *r* in der Geldnachfragerelation auf der Grundlage dieser Überlegungen weitgehend erklären.

22. Die Nachfrage nach Sichtdepositen

Als nächstes wurde die Nachfrage nach Sichtdepositen einer näheren Analyse unterzogen. Dabei sind wir, analog zu unserem Vorgehen bei der Untersuchung der Geldnachfrage M_1 , von der Annahme ausgegangen, daß die lag-Struktur für das Volkseinkommen durch ein Polynom zweiten Grades und für den Zinssatz durch ein Polynom dritten Grades approximiert werden kann.

1 Vgl.: H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit..., S. 81

Auch hier ergab sich, daß die dritte Nullstelle des die lag-Struktur der Zins-Variablen approximierenden Polynoms für alle $n \neq 5$ in den relevanten Bereich der lag-Verteilung fiel.

Dieses für die Nachfrage nach Sichtdepositen und die Nachfrage nach Geld gleichartige Ergebnis war zu erwarten, da bereits die Untersuchung der Bargeldnachfrage im Rahmen des Koyck-Modells darauf hinwies, daß letztere weitgehend zinsunelastisch ist. Im Rahmen des Almon-Modells ließ sich eine statistisch signifikant zinselastische Nachfrage nach Bargeld ebenfalls nicht nachweisen. Folglich ist zu vermuten, daß hinsichtlich der maximalen lag-Länge für die Zins-Variable keine großen Unterschiede zwischen der Nachfrage nach Sichtdepositen und der Nachfrage nach Geld bestehen. Wir haben daher angenommen, daß auch bei der Untersuchung der Sichtdepositenachfrage für den Zinssatz eine maximale lag-Länge von fünf Perioden zu unterstellen sei.

Als OLSE für $n=5$ und $m=3$ erhält man

$$(93a) \quad D = 10,1256 - 4,2751S_1 - 1,3723S_2 - 2,1557S_3 \\ (-6,1073) (-1,6001) (-4,6606)$$

$$-0,3602r - 0,4560r^{-1} - 0,3622r^{-2} - 0,1697r^{-3} - 0,0490r^{-4} \\ (-1,2195) (-3,1721) (-2,0732) (-1,8459) (-0,7608)$$

$$+0,1600Y + 0,1393Y^{-1} + 0,0490Y^{-2} + 0,0530Z \\ (4,1739) (3,0900) (3,2701) (2,8180)$$

$$R = 0,9960$$

$$DW = 1,6684$$

Für $n=5$ und $m=4$ ergibt sich

$$(93b) \quad D = 7,5074 - 3,7097S_1 - 1,6280S_2 - 2,1116S_3 \\ (-6,0113) (-2,2882) (-3,4676)$$

$$-0,2951r - 0,3472r^{-1} - 0,2556r^{-2} - 0,1122r^{-3} - 0,0013r^{-4} \\ (-1,1157) (-2,3811) (-1,6372) (-1,7314) (-0,9335)$$

$$+0,1581Y + 0,1510Y^{-1} + 0,0548Y^{-2} + 0,0143Y^{-3} + 0,0457Z \\ (4,6987) (4,8812) (4,8482) (2,7113) (2,6826)$$

$$R = 0,9968$$

$$DW = 1,6414$$

Für $n=5$ und $m=5$ erhält man

$$(93c) \quad D = 11,8221-4,1937S_1-2,6558S_2-2,8878S_3 \\ (-9,8800)(-5,0474)(-3,4855)$$

$$-0,2700r-0,4811r^{-1}-0,4790r^{-2}-0,2660r^{-3}-0,0012r^{-4} \\ (-1,0050)(-2,5117)(-2,8995)(-1,9928)(-0,8319)$$

$$+0,0610Y+0,0889Y^{-1}+0,0901Y^{-2}+0,0713Y^{-3}+0,0391Y^{-4} \\ (1,7058)(2,4371)(2,6970)(2,0066)(1,9718)$$

$$+0,0545Z$$

$$(3,2591)$$

$$R = 0,9968$$

$$DW = 1,4824$$

Eine Diskriminierung zwischen den verschiedenen Ansätzen auf Grund der multiplen Korrelationskoeffizienten ist auch hier nicht möglich. Jedoch weisen sowohl die t-Werte als auch die numerischen Werte der Durbin-Watson-Koeffizienten darauf hin, daß den Ansätzen (93a) und (93b) der Vorzug vor (93c) zu geben ist. Allerdings sind die Unterschiede nicht so groß, daß eine eindeutige Entscheidung möglich ist.

Geht man von den Relationen (93a) und (93b) aus, so ist festzustellen, daß die Sichtdepositennachfrage auf Änderungen des Volkseinkommens, ähnlich wie die Geldnachfrage, mit Schwerpunkt in den beiden ersten Quartalen reagiert, jedoch nehmen die Auswirkungen im Zeitablauf wesentlich schneller ab. Es ergibt sich also hinsichtlich der Anpassungsgeschwindigkeit ein ähnliches Ergebnis wie im Rahmen des Koyck-Modells. Dies bestätigt unsere oben geäußerte Vermutung, daß Wirtschaftssubjekte mit großem Transaktionsvolumen ihre Geldnachfrage relativ schnell an eine veränderte Datensituation anpassen. Eine geometrische lag-Verteilung ergibt sich jedoch auch hier nicht.

Vergleicht man die von uns erwartete lag-Struktur des Volkseinkommens mit der in Ansatz (93c) errechneten, so sind größere Unterschiede festzustellen, da gemäß (93c) die Reaktion der Sichtdepositennachfrage auf Änderungen des Volkseinkom-

mens in den einzelnen Perioden relativ gleichmäßig erfolgt. Auch dies deutet darauf hin, daß die Ansätze (93a) und (93b) dem Ansatz (93c) vorzuziehen sind.

Hinsichtlich der Zins-Variablen ist zu sagen, daß die Form der lag-Verteilung nur unwesentlich von derjenigen in der jeweiligen Geldnachfragerelation abweicht. Auch dieses Ergebnis entspricht wegen der erwähnten geringen Zinselastizität der Bargeldnachfrage unseren Erwartungen.

Verzichtet man auf die Einführung der jeweiligen Bestände an Zeitdepositen als erklärende Variable, so erhält man für die den Ansätzen (93a), (93b) und (93c) entsprechenden OLS-Schätzungen

$$\begin{aligned}
 (93a) \quad D = & 5,6870 - 4,0294S_1 - 0,6640S_2 - 2,0340S_3 \\
 & (-5,2881) (-0,7380) (-4,0260) \\
 & -0,7804r - 0,5402r^{-1} - 0,1083r^{-2} + 0,0830r^{-3} - 0,0015r^{-4} \\
 & (-2,7895) (-1,9321) (-1,6594) (0,7825) (-0,8638) \\
 & +0,2449Y + 0,1574Y^{-1} + 0,0264Y^{-2} \\
 & (4,1307) (3,0012) (0,4268)
 \end{aligned}$$

$$R = 0,9901$$

$$DW = 1,5579$$

$$\begin{aligned}
 (93b) \quad D = & 3,3031 - 3,3319S_1 - 1,0822S_2 - 1,6924S_3 \\
 & (-5,0997) (-1,4598) (-2,6443) \\
 & -0,6474r - 0,4053r^{-1} - 0,0256r^{-2} + 0,1115r^{-3} - 0,0015r^{-4} \\
 & (-2,5925) (-1,8819) (-0,1809) (1,0023) (-0,9622) \\
 & +0,2163Y + 0,1979Y^{-1} + 0,0714Y^{-2} + 0,0369Y^{-3} \\
 & (7,7320) (6,2130) (4,9960) (2,9870)
 \end{aligned}$$

$$R = 0,9962$$

$$DW = 1,4269$$

$$(93c) \quad D = 7,4061 - 4,2374S_1 - 2,4570S_2 - 2,6539S_3 \\ (-8,8214) (-4,1522) (-4,4944)$$

$$-0,7070r - 0,5665r^{-1} - 0,2139r^{-2} - 0,0021r^{-3} - 0,0015r^{-4} \\ (-2,6829) (-1,9918) (-1,3137) (-1,0007) (-0,9826)$$

$$+0,1142Y + 0,1436Y^{-1} + 0,1175Y^{-2} + 0,0653Y^{-3} + 0,0164Y^{-4} \\ (3,1683) (4,0039) (2,9925) (2,1864) (1,1773)$$

$$R = 0,9957$$

$$DW = 1,2016$$

Auffallend an diesen Ansätzen ist zunächst, daß die Beziehungen (93a) und (93b) z.T. Koeffizienten enthalten, deren Vorzeichen nicht unseren Erwartungen entspricht; außerdem weisen die Durbin-Watson-Koeffizienten durchweg niedrigere Werte auf als in den vergleichbaren Ansätzen (93a), (93b) bzw. (93c). Wir schließen daraus, daß die Vernachlässigung der Zeitdepositen als erklärende Variable nicht sinnvoll ist.

Im übrigen bewirkt die Vernachlässigung der Zeitdepositen - wie zu erwarten - eine Erhöhung der langfristigen Einkommenselastizität und eine Verlagerung der errechneten kurzfristigen Reaktion der Sichtdepositen nachfrage auf Änderungen des Volkseinkommens Y sowie des Zinssatzes r in Richtung auf den Beginn des Anpassungsprozesses.

33. Die Nachfrage nach Bardepositen

Eine Untersuchung der Nachfrage nach Bargeld zeigte, daß die lag-Koeffizienten der Zinsvariablen durchweg statistisch nicht signifikant waren und auch z.T. ein nicht unseren Erwartungen entsprechendes Vorzeichen aufwiesen. Wir haben daraus, ähnlich wie im Koyck-Modell, den Schluß gezogen, daß der Zinssatz für die Erklärung der Bargeldnachfrage von untergeordneter Bedeutung ist. Im folgenden wird daher versucht, die Nachfrage nach Bargeld durch das Volkseinkommen Y , den jeweiligen Bestand Z an Zeitdepositen sowie die Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 zu erklären.

Unterstellt man für das Volkseinkommen eine maximale lag-Länge von drei Perioden, so erhält man als OLSE

$$(94a) \quad C = 3,5389 - 0,5772S_1 + 0,5284S_2 + 0,8541S_3 \\ (-1,6145) (1,2251) (3,5383) \\ + 0,0645Y + 0,1056Y^{-1} + 0,0940Y^{-2} - 0,0279Z \\ (2,0013) (3,1129) (3,2685) (-3,3016)$$

$$R = 0,9944 \quad DW = 1,3474$$

Legt man eine maximale lag-Länge von vier Perioden zugrunde, so ergibt sich

$$(94b) \quad C = 3,1410 + 0,3376S_1 + 1,0041S_2 + 0,8993S_3 \\ (0,8145) (2,1237) (2,1954) \\ + 0,1227Y + 0,1084Y^{-1} + 0,0476Y^{-2} + 0,0088Y^{-3} - 0,0260Z \\ (5,4995) (5,0017) (4,9394) (1,2318) (-2,5762)$$

$$R = 0,9919 \quad DW = 1,1561$$

Bei Annahme einer maximalen lag-Länge von fünf Perioden erhält man

$$(94c) \quad C = 3,5792 - 0,0306S_1 + 0,0405S_2 + 0,1152S_3 \\ (-0,1681) (0,1833) (0,5267) \\ + 0,0315Y + 0,0568Y^{-1} + 0,0711Y^{-2} + 0,0697Y^{-3} + 0,0475Y^{-4} \\ (2,4015) (5,8637) (6,1839) (6,6709) (4,3212) \\ - 0,0330Z \\ (-5,2843)$$

$$R = 0,9969 \quad DW = 1,3573$$

Sieht man von den Saisonvariablen ab, so weisen sämtliche Regressionskoeffizienten das erwartete Vorzeichen auf und sind auch bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 5.v.H. statistisch signifikant.

Eine Diskriminierung zwischen den einzelnen Ansätzen erweist sich als schwierig. Auf Grund der multiplen Korrelationskoeffizienten dürfte eine Entscheidung für oder gegen eine der Relationen (94a), (94b) bzw. (94c) kaum möglich sein. Die t-Werte sowie die numerischen Werte der Durbin-Watson-Koeffizienten scheinen zwar für die Annahme eines Reaktionsmechanismus gemäß (94c) zu sprechen, jedoch sind die Unterschiede zwischen den einzelnen Regressionsgleichungen, ähnlich wie bei der Sichtdepositennachfrage, nicht so groß, daß eindeutige Aussagen möglich sind.

Geht man von Relation (94c) aus, so ist festzustellen, daß die Nachfrage nach Bargeld anfangs relativ schwach auf Änderungen des Volkseinkommens reagiert, der Reaktionsschwerpunkt also keineswegs zu Beginn des Anpassungsprozesses liegt. Das Maximum der kurzfristigen Reaktion erfolgt ca. zwei Perioden nach Ende des Quartals, in dem die Änderung des Volkseinkommens stattfand.

Im Rahmen des Koyck-Modells hatte sich ergeben, daß die Anpassung der Bargeldnachfrage an veränderte Daten erheblich langsamer erfolgte als diejenige der Nachfrage nach Sichtdepositen. Auch die Ergebnisse des Almon-Modells deuten darauf hin, daß bei Änderungen des Volkseinkommens die Anpassung der Bargeldnachfrage an die veränderte Datensituation langsamer erfolgt als diejenige der Nachfrage nach Sichtdepositen. Jedoch ergibt sich ein wesentlich geringerer Unterschied hinsichtlich der Anpassungsgeschwindigkeiten als im Rahmen des Koyck-Modells.

Vernachlässigt man die Bestände an Zeitdepositen als erklärende Variable, so erhält man für die den Ansätzen (94a), (94b) und (94c) entsprechenden Relationen.

$$\begin{aligned}
 (94a) \quad C = & 5,6620 - 0,6225S_1 + 0,2512S_2 + 0,7742S_3 \\
 & (-1,5470) (0,5269) (2,8602) \\
 & + 0,0319Y + 0,0842Y^{-1} + 0,0944Y^{-2} \\
 & (1,3017) (2,2112) (2,9125)
 \end{aligned}$$

$$R = 0,9926$$

$$DW = 0,9326$$

$$(94b) \quad C = 5,1800 + 0,2052S_1 + 0,7731S_2 + 0,7357S_3 \\ (0,4645) \quad (1,5509) \quad (1,6932)$$

$$+ 0,0861Y + 0,0850Y^{-1} + 0,0409Y^{-2} - 0,0021Y^{-3} \\ (4,5303) \quad (4,6001) \quad (4,1075) \quad (2,1023)$$

$$R = 0,9904$$

$$DW = 0,8545$$

$$(94c) \quad C = 5,9545 - 0,0194S_1 - 0,0047S_2 + 0,0854S_3 \\ (-0,0810) \quad (-0,0163) \quad (0,2972)$$

$$+ 0,0132Y + 0,0348Y^{-1} + 0,0547Y^{-2} + 0,0623Y^{-3} + 0,0580Y^{-4} \\ (0,7925) \quad (2,2123) \quad (3,1814) \quad (4,5909) \quad (2,9840)$$

$$R = 0,9945$$

$$DW = 0,7306$$

Wie zu erwarten, führt die Vernachlässigung der Bestände an Zeitdepositen sowohl zu einer Verminderung der langfristigen Einkommenselastizität als auch zu einer Verlagerung der kurzfristigen Reaktion der Bardepositennachfrage auf Änderungen des Volkseinkommens. Vergleicht man die Relationen (94a) und (94a'), (94b) und (94b') sowie (94c) und (94c'), so ist festzustellen, daß die kurzfristige Reaktion auf Variationen des Volkseinkommens in den Ansätzen (94a'), (94b') und (94c') zu Beginn des Anpassungsprozesses wesentlich geringer ist als in den Ansätzen (94a), (94b) und (94c).

Ähnlich wie im Koyck-Modell läßt sich auch hier die Verminderung der langfristigen Einkommenselastizität als Hinweis darauf interpretieren, daß mit wachsenden Beständen an hochliquiden Aktiva cet. par. die mit dem baren Zahlungsverkehr verbundenen Unbequemlichkeiten im Urteil der Wirtschaftssubjekte höher bewertet werden, so daß zunehmend eine Substitution von baren durch girale Zahlungsverfügungen stattfindet. Denn, ähnlich wie bei der Nachfrage nach Sichtdepositen, ist auch bei der Nachfrage nach Bargeld davon auszugehen, daß diejenigen Auswirkungen auf die Bargeldnachfrage, die durch einkommens-

induzierte Änderungen der Bestände an Zeitdepositen hervorgerufen werden, im Falle einer Vernachlässigung der Zeitdepositen als erklärende Variable, teilweise dem Volkseinkommen zugeschlagen werden. Daraus folgt, daß in den Regressionskoeffizienten des Volkseinkommens zwei entgegengerichtete Einflüsse erfaßt werden:

- a) Einerseits handelt es sich um den "direkten Einkommenseffekt", der bewirkt, daß mit steigendem Volkseinkommen die Nachfrage nach Bargeld zunimmt.
- b) Andererseits nimmt mit steigendem Volkseinkommen auch die Nachfrage nach Zeitdepositen zu. Steigende Bestände an Zeitdepositen gehen aber mit einer Substitution von baren durch girale Zahlungsverfügungen einher. Dieser "indirekte Einkommenseffekt" wirkt folglich nachfragedämpfend.

Die Regressionskoeffizienten der Volkseinkommens-Variablen in (94a'), (94b') und (94c') sind somit als Saldo dieser entgegengerichteten Einflüsse zu interpretieren. Die Vernachlässigung der Zeitdepositen als erklärende Variable muß daher zu einer Verminderung der errechneten langfristigen Einkommenselastizität führen.

Wie bereits mehrfach erwähnt, ist davon auszugehen, daß die Nachfrage nach Zeitdepositen auf Änderungen des Volkseinkommens relativ schnell und mit Schwerpunkt zu Beginn des Anpassungsprozesses reagiert. Die Tatsache, daß die Vernachlässigung der Zeitdepositen als erklärende Variable eine Verminderung der Stärke der errechneten kurzfristigen Reaktion der Bardepositennachfrage auf Änderungen des Volkseinkommens vornehmlich zu Beginn des Anpassungsprozesses bewirkt, erscheint daher einigermaßen plausibel.

Zwar führt die Vernachlässigung der Zeitdepositen zu keiner nennenswerten Änderung der multiplen Korrelationskoeffizienten, jedoch weisen die niedrigen Werte der Durbin-Watson-Koeffizienten in den Ansätzen (94a'), (94b') und (94c') darauf hin, daß die Außerachtlassung der Zeitdepositen als erklärende Variable in der Nachfragerelation für Bargeld eine Fehlspezifi-

kation darstellt. Wir gehen daher davon aus, daß den Ansätzen (94a), (94b) und (94c) der Vorzug vor den Ansätzen (94a'), (94b') und (94c') zu geben ist. Eine gewisse Bestätigung dieser Annahme kann auch darin gesehen werden, daß der lag-Koeffizient des Volkseinkommens in Beziehung (94b') für $\tau = 3$ ein nicht unseren Erwartungen entsprechendes Vorzeichen aufweist.

EXKURS: DIE NACHFRAGE NACH TERMIN- UND SPARDEPOSITEN

=====

1. Die Nachfrage nach Terminepositen

Unter den derzeitigen institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik stellen Terminepositen ein relativ enges Substitut zur Kassenhaltung dar;¹ denn sie bieten

- a) die Möglichkeit, zeitweilig nicht benötigte Transaktionskasse risikolos und verzinslich anzulegen² (Transaktionsmotiv), sind
- b) als Liquiditätsanlagen geeignet, da sie jederzeit ohne größere Verluste in Geld umgetauscht werden können³ (Vorsichtsmotiv) und bilden
- c) eine alternative Anlagemöglichkeit zum Erwerb von höher verzinslichen aber auch risikoreicheren Kapitalmarktanlagen⁴ (Spekulationsmotiv).

Es scheint daher nicht uninteressant, die Bestimmungsfaktoren der Terminepositennachfrage näher zu analysieren.

Die Nachfrage nach Terminepositen aus spekulativen Gründen hängt nach h.M. von der Höhe des Vermögens der Wirtschaftssubjekte ab.⁵ Eine explizite Erfassung dieses Einflusses ist mangels einer Zeitreihe der Entwicklung des Volksvermögens in der Bundesrepublik auf Quartalsbasis jedoch nicht möglich. Wegen der bereits erwähnten hohen Korrelation zwischen Brutto-Sozialprodukt und Volksvermögen ist aber davon auszugehen, daß in den Regressionskoeffizienten des Brutto-Sozialproduktes die vom Volksvermögen ausgehenden Einflüsse zumindest teilweise

1 Ebenda

2 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 72

3 Vgl.: Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank 1966, S. 53 und 1967, S. 64 f.

4 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 72

5 Ebenda

miterfaßt werden. Dies ändert allerdings grundsätzlich nichts an der Tatsache, daß die Vernachlässigung des Volksvermögens mit ziemlicher Sicherheit eine Fehlspezifikation darstellt. Eine Tatsache, die sich hinsichtlich der Qualität der berechneten Schätzungen negativ auswirken muß.

Soweit die Nachfrage nach Terminepositen eine Alternative zur Kassenhaltung für Transaktions- und Vorsichtszwecke darstellt, wird der gewünschte Bestand an Terminepositen mit wachsendem Transaktionsvolumen cet. par. steigen.¹ Da einerseits Veränderungen der Transaktionen eine dem Multiplikatoreffekt analoge Veränderung der Nachfrage nach liquiden Mitteln erfordern und andererseits Konversionskosten bei Substitutionen zwischen Geld und Terminepositen eine untergeordnete Rolle spielen, scheint es sinnvoll anzunehmen, daß die Reaktion der Terminepositennachfrage auf Änderungen des Volkseinkommens mit Schwerpunkt zu Beginn des Anpassungsprozesses erfolgt. Andererseits ist aber zu beachten, daß Kapitalmarktanlagen eine alternative Anlagemöglichkeit zum Erwerb von Terminepositen darstellen. Da anzunehmen ist, daß die Kosten der Konversion von Terminepositen in Kapitalmarktanlagen (bzw. umgekehrt) unterproportional zum Anlagebetrag steigen, so daß die relative Bedeutung der Konversionskosten mit steigendem Anlagevolumen abnimmt, ist es denkbar, daß mit steigendem Transaktionsvolumen cet. par. zunehmend eine Umwandlung von Terminepositen in Kapitalmarktanlagen stattfindet. Eine Zunahme des Transaktionsvolumens wird daher nur dann eine Zunahme der Nachfrage nach Terminepositen bewirken, wenn der auf dem Transaktions- bzw. Vorsichtsmotiv basierende expansive Einkommenseffekt absolut genommen größer ist, als der entgegengerichtete Substitutionseffekt zwischen Terminepositen und Kapitalmarktanlagen. Dabei ist davon auszugehen, daß der Prozeß der Substitution von Terminepositen durch Kapitalmarktanlagen verhältnismäßig langsam abläuft und der Reaktionsschwerpunkt nicht zu Beginn des Prozesses liegt; denn die Wirtschaftssubjekte werden bei steigen-

1 Ebenda

dem Einkommen u.a. wegen der relativ hohen Konversionskosten zumindest teilweise erst einmal abwarten, ob sich das Einkommen tatsächlich auf dem höheren Niveau stabilisiert. Insbesondere werden sie Terminepositen, die in absehbarer Zeit fällig werden, nicht vorzeitig kündigen. Es ist daher anzunehmen, daß bei Variationen des Volkseinkommens zunächst der nachfragesteigernde Einkommenseffekt von relativ großer Bedeutung ist, daß die Auswirkungen des letzteren im Zeitablauf jedoch abnehmen und teilweise von dem die Nachfrage mindernden Substitutionseffekt zwischen Terminepositen und Kapitalmarktanlagen kompensiert oder sogar überkompensiert werden. Wir erwarten folglich, daß die numerischen Werte der lag-Koeffizienten der Volkseinkommens-Variablen in der Nachfragerelation für Terminepositen zunächst positiv sind, im Zeitablauf relativ schnell kleiner und gegen Ende des Anpassungsprozesses u.U. sogar negativ werden.

Rationales Verhalten unterstellt, ist bei steigendem Zinssatz r^T für Terminepositen cet. par. zu erwarten, daß die Wirtschaftssubjekte ihre Kassenhaltung "ökonomisieren" und folglich Geld teilweise durch Terminepositen substituieren.¹ D.h. mit steigendem Zinssatz r^T nimmt cet. par. die Nachfrage nach Terminepositen zu. Da die ceteris paribus-Bedingung in der Realität jedoch nicht erfüllt ist, müssen wir in unsere Überlegungen u.a. einbeziehen, daß Terminepositen und Kapitalmarktanlagen - wie bereits erwähnt - bis zu einem gewissen Grad Substitute sind. Gemäß der Theorie des Portfolio-Verhaltens orientieren sich die Wirtschaftssubjekte - konstantes Risiko vorausgesetzt - bei ihren Entscheidungen nicht an den absoluten, sondern an den relativen Preisen. Bei normaler Reaktion ist daher davon auszugehen, daß mit steigendem Kapitalmarktzins cet. par. zunehmend Terminepositen durch Kapitalmarktanlagen substituiert werden. D.h. bei steigendem Kapitalmarktzins sinkt cet. par. die Nachfrage nach Terminepositen. Analoge Überlegungen gelten bei sinkendem Kapitalmarktzins.

¹ Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 72

Eine prozentual gleiche Zunahme des Zinssatzes für Terminepositen und des Kapitalmarktzinses bewirkt daher nur dann eine Zunahme der Nachfrage nach Terminepositen, wenn der zinsinduzierte Substitutionseffekt zwischen Geld und Terminepositen absolut genommen größer ist als derjenige zwischen Terminepositen und Kapitalmarktanlagen.

Die Auswahl einer den Zinssatz für Terminepositen repräsentierenden Variablen erweist sich, zumindest für den untersuchten Zeitraum, in der Bundesrepublik als schwierig; denn einerseits unterlagen die Habenzinssätze für Termin- und Spardepositen vom ersten Quartal 1959 bis zum vierten Quartal 1967 einer behördlichen Reglementierung, durch welche die Höchstzinssätze festgelegt wurden,¹ andererseits ist aber davon auszugehen, daß die Geschäftsbanken - im Rahmen legaler Umgehungsgeschäfte - teilweise "graue" Habenzinsen gewährt haben,² so daß die behördlich festgesetzten Höchstzinssätze nicht effektiv waren. Den von der Bundesbank veröffentlichten Habenzinssätzen ist daher nur ein geringer Repräsentationsgrad beizumessen.³ Wegen dieses Umstandes sowie der Tatsache, daß während des Untersuchungszeitraumes eine gleichgerichtete zeitliche Entwicklung für alle Marktzinssätze zu beobachten war, haben wir auf die Einführung eines gesonderten Zinssatzes für Terminepositen als erklärende Variable verzichtet und lediglich den Kapitalmarktzins verwendet.⁴ Als repräsentativ für die Entwicklung des Zinsniveaus auf den Kapitalmärkten betrachten wir wiederum die mit der Geltungsdauer gewogene durchschnittliche Rendite r der neu abgesetzten festverzinslichen Wertpapiere. In den lag-Koeffizienten der Kapitalmarktzins-Variablen r kommt somit der Netto-Effekt der beiden oben beschriebenen Substitutionsvorgänge zum Ausdruck.

1 Vgl.: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, 1967, Nr. 3, S. 3 ff.

2 Ebenda

3 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 42

4 Die gleiche Vorgehensweise findet sich bei: H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit..., S. 81 f.

Normalerweise wird man davon ausgehen können, daß bei Änderungen des Zinsniveaus auf den Kapitalmärkten der Prozeß der Substitution zwischen Termindepositen und Kapitalmarktanlagen relativ langsam abläuft und der Reaktionsschwerpunkt nicht zu Beginn des Anpassungsprozesses liegt; denn festverzinsliche Wertpapiere erleiden bei steigendem Zinsniveau vielfach Kursverluste. Rationales Verhalten unterstellt, ist daher anzunehmen, daß die Wirtschaftssubjekte mit der Substitution von Termindepositen durch Kapitalmarktanlagen zumindest teilweise warten, bis sich das Zinsniveau auf dem höheren bzw. der Kurswert der Papiere auf dem niedrigeren Stand stabilisiert hat. Ähnliche Überlegungen gelten bei sinkendem Zinsniveau auf den Kapitalmärkten; denn sofern die Wirtschaftssubjekte festverzinsliche Papiere in einer Phase steigenden Zinsniveaus erworben haben, bedeutet die sofortige Veräußerung der Papiere, d.h. sobald der Zins zu sinken beginnt, i.d.R. die Realisierung eines Kursverlustes. Es scheint daher sinnvoll anzunehmen, daß die Wirtschaftssubjekte in einer derartigen Situation mit der Substitution von Kapitalmarktanlagen durch Termindepositen z.T. warten, bis sich das Zinsniveau auf dem niedrigeren bzw. der Kurswert auf dem höheren Stand stabilisiert hat.

Anders verhält es sich mit dem Substitutionseffekt zwischen Geld i.e.S. und Termindepositen. Letztere können unter den institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik praktisch zu jedem Zeitpunkt auch vorzeitig gekündigt werden. Zwar ist damit i.d.R. der Verlust der (erhöhten) Festgeldzinsen verbunden, Konversionskosten im eigentlichen Sinne spielen hier jedoch eine untergeordnete Rolle. Man wird daher annehmen können, daß der zinsinduzierte Substitutionsprozeß zwischen Geld i.e.S. und Termindepositen normalerweise relativ schnell abläuft und der Reaktionsschwerpunkt zu Beginn des Anpassungsprozesses liegt.

Den obigen Erörterungen lag die Annahme "normaler" wirtschaftlicher Verhältnisse zugrunde. In der Bundesrepublik ist jedoch wegen der bereits erwähnten Zinssatzreglementierung davon auszugehen, daß die wirtschaftlichen Verhältnisse während des Un-

tersuchungszeitraumes teilweise keineswegs "normal" waren:

- a) Vom ersten Quartal 1959 bis zum vierten Quartal 1967 unterlagen die Habenzinssätze für Terminepositen einer behördlichen Reglementierung. Zwar haben die Geschäftsbanken teilweise "graue" Habenzinsen gewährt, jedoch ist anzunehmen, daß dies nur bei "interessanten" Bankkunden der Fall war.¹ Für die übrigen Wirtschaftssubjekte bot sich bei steigendem Zinsniveau in erster Linie eine Substitution von Terminepositen durch Kapitalmarktanlagen an. Bei einer genügend großen Differenz zwischen dem Zinssatz für Terminepositen und demjenigen für Kapitalmarktanlagen ist eine derartige Substitution evtl. auch unter Berücksichtigung kleinerer Kursverluste noch rentabel. Es ist daher denkbar, daß aufgrund der besonderen Verhältnisse in der Bundesrepublik während des Untersuchungszeitraumes der durch Änderungen des Zinsniveaus auf den Kapitalmärkten induzierte Prozeß der Substitution zwischen Terminepositen und Kapitalmarktanlagen relativ schnell und mit Reaktionsschwerpunkt zu Beginn des Anpassungsprozesses abgelaufen ist.
- b) Infolge der behördlichen Zinssatzreglementierung waren die offiziellen Habenzinssätze für Terminepositen während des Untersuchungszeitraumes relativ starr. Hinsichtlich der von den Geschäftsbanken gewährten "grauen" Habenzinsen ist anzunehmen, daß Neufestsetzungen nur bei erheblichen und für einigermaßen dauerhaft angesehenen Änderungen des allgemeinen Zinsniveaus vorgenommen wurden. Es scheint daher sinnvoll anzunehmen, daß der Prozeß der Substitution zwischen Geld und Terminepositen mit einem erheblichen time-lag auf Variationen des durch den Kapitalmarktzins gemessenen Zinsniveaus reagiert.

Wir erwarten also, daß zumindest während des Untersuchungszeitraumes bspw. bei Erhöhungen des durch den Kapitalmarktzins gemessenen Zinsniveaus zunächst der nachfragemindernde Substitutionseffekt zwischen Terminepositen und Kapital-

1 Vgl.: Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank, 1966, S. 15

marktanlagen von relativ großer Bedeutung ist, dieser Einfluß sich jedoch im Zeitablauf vermindert und von dem die Nachfrage erhöhenden Substitutionseffekt zwischen Geld und Terminepositen zunehmend kompensiert und schließlich überkompensiert wird.

Entsprechen die oben aufgestellten Hypothesen der Realität, so müssen die numerischen Werte der lag-Koeffizienten der Zins-Variablen r in der Nachfragerelation für Terminepositen zunächst negativ sein, im Zeitablauf dem Betrage nach schnell kleiner werden und schließlich positive Werte annehmen.

Im folgenden haben wir versucht, die Nachfrage T nach Terminepositen durch das Volkseinkommen Y , den Kapitalmarktzins r sowie die Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 zu "erklären". Der Untersuchung liegt wiederum das Almon-Modell zugrunde. Analog zu unserer Vorgehensweise bei der Analyse der Geldnachfrage M_1 haben wir auch hier angenommen, daß die lag-Struktur für das Volkseinkommen durch ein Polynom zweiten Grades und für den Zinssatz durch ein Polynom dritten Grades approximiert werden kann. Eine Überprüfung der t-Werte der lag-Koeffizienten sowie der partiellen Korrelationskoeffizienten deutete darauf hin, daß die Annahme einer maximalen lag-Länge von sechs Perioden für die Zins-Variable die vom statistischen Standpunkt besten Ergebnisse liefert. Als OLSE für $n=6$ sowie $m=3,4,5$ erhält man

$$(95a) \quad T = -6,1775 + 2,1574S_1 + 4,5203S_2 - 0,0431S_3 \\ (1,0370) \quad (1,8491) \quad (-0,0317)$$

$$+ 0,4680Y + 0,1355Y^{-1} - 0,2847Y^{-2} \\ (4,0013) \quad (2,3128) \quad (-1,6272)$$

$$- 1,8753r - 1,1381r^{-1} + 0,1342r^{-2} + 0,9027r^{-3} + 1,0330r^{-4} \\ (-2,0606) \quad (-2,3118) \quad (0,8912) \quad (1,9348) \quad (2,0018)$$

$$+ 0,2960r^{-5} \\ (0,3715)$$

$$R = 0,9370$$

$$DW = 0,3916$$

$$(95b) \quad T = -7,2617 + 2,6810S_1 + 4,0496S_2 + 3,0097S_3 \\ (1,3795) \quad (1,8489) \quad (1,5797)$$

$$+0,3340Y + 0,2348Y^{-1} - 0,0313Y^{-2} - 0,1983Y^{-3} \\ (3,8764) \quad (2,1711) \quad (-0,7048) \quad (-1,9928)$$

$$-1,8347r - 1,2044r^{-1} - 0,0185r^{-2} + 0,9346r^{-3} + 1,0858r^{-4} \\ (-2,0392) \quad (-2,2733) \quad (-0,2315) \quad (1,8740) \quad (1,9811)$$

$$+0,4555r^{-5} \\ (0,5915)$$

$$R = 0,9393$$

$$DW = 0,3064$$

$$(95c) \quad T = -12,0525 - 0,3271S_1 + 2,9530S_2 + 2,8731S_3 \\ (-0,2465) \quad (1,7517) \quad (1,7257)$$

$$+0,4188Y + 0,3719Y^{-1} + 0,0830Y^{-2} - 0,2243Y^{-3} - 0,3265Y^{-4} \\ (3,9690) \quad (2,9945) \quad (0,4815) \quad (-2,5642) \quad (-3,6894)$$

$$-1,5580r - 0,7757r^{-1} - 0,0615r^{-2} + 0,9040r^{-3} + 1,2956r^{-4} \\ (-1,8285) \quad (-1,0003) \quad (-0,2738) \quad (1,5814) \quad (2,2300)$$

$$+0,8555r^{-5} \\ (1,1527)$$

$$R = 0,9432$$

$$DW = 0,3407$$

Festzustellen ist zunächst, daß die Vorzeichen der Regressionskoeffizienten die oben aufgestellten Hypothesen bestätigen. Eine Diskriminierung zwischen den einzelnen Ansätzen dürfte kaum möglich sein. Die t-Werte deuten zwar darauf hin, daß dem Ansatz (95c) der Vorzug vor den Ansätzen (95a) und (95b) zu geben ist; jedoch sind die Unterschiede zu gering, um eindeutige Aussagen machen zu können.

Auffallend sind die kleinen numerischen Werte der Durbin-Watson-Koeffizienten, die eine verhältnismäßig starke positive

Autokorrelation der latenten Variablen anzeigen, so daß zu erwarten ist, daß die t-Werte und das Bestimmtheitsmaß R^2 in obigen Relationen überschätzt werden. Wir vermuten, daß die Autokorrelation der latenten Variablen, zumindest teilweise, bedingt ist durch die Vernachlässigung des Volksvermögens als erklärende Variable.

Versuche, eine Cash-flow-Ziffer, definiert als Summe aus nicht entnommenen Gewinnen, Vermögensübertragungen und Abschreibungen der Unternehmen, als zusätzliche erklärende Variable einzuführen, ergaben keine Verbesserung der statistischen Ergebnisse. Die Berücksichtigung einer Cash-flow-Ziffer lag nahe, da Termindepósitos überwiegend von Unternehmen gehalten werden, und zwar vornehmlich als Liquiditätsreserven, die je nach Geschäftslage aufgestockt oder abgebaut werden.¹ Die oben definierte Cash-flow-Ziffer scheint jedoch zur Erklärung der Veränderungen der Liquiditätsreserven der Unternehmen, zumindest soweit es sich um Termindepósitos handelt, wenig geeignet.

Die oben beschriebenen Substitutionseffekte zwischen Termindepósitos und anderen rentierlichen Aktiva sowie zwischen Sicht- und Termindepósitos lassen die Verwendung einer Geldmengendefinition, die außer Bar- und Sichtdepósitos auch Termindepósitos umfaßt, unzweckmäßig erscheinen, und zwar vornehmlich, weil für den Untersuchungszeitraum kein repräsentativer Zinssatz für Termindepósitos existiert. Wir werden auf die damit zusammenhängenden Fragen unten zurückkommen. Zunächst aber seien die den Ansätzen (95a), (95b) und (95c) entsprechenden OLS-Schätzungen für die Geldnachfrage M_2 wiedergegeben.

1 Vgl.: Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank 1966, S. 15

$$(96a) \quad M_2 = 6,4621-2,8791S_1+3,4231S_2-0,7814S_3 \\ (-1,5600)(1,5785) \quad (-0,6479)$$

$$+0,7858Y+0,2062Y^{-1}-0,0477Y^{-2} \\ (3,1806)(1,4361) \quad (-0,3070)$$

$$-1,5021r-1,5287r^{-1}-0,7166r^{-2}+0,2680r^{-3}+0,9329r^{-4} \\ (-1,8606)(-1,5711) \quad (-1,0047) \quad (0,3362) \quad (1,2321)$$

$$+0,9595r^{-5} \\ (1,3571)$$

$$R = 0,9936 \quad DW = 0,7452$$

$$(96b) \quad M_2 = 0,2463-0,3441S_1+3,7005S_2+2,0277S_3 \\ (-0,2112)(2,0154) \quad (1,2696)$$

$$+0,5938Y+0,4928Y^{-1}+0,0948Y^{-2}-0,2021Y^{-3} \\ (8,2196)(6,1232) \quad (2,5436) \quad (-1,9992)$$

$$-1,2064r-1,2833r^{-1}-0,6177r^{-2}+0,2910r^{-3}+1,0185r^{-4} \\ (-1,5996)(1,4718) \quad (-0,9384) \quad (0,5113) \quad (1,5718)$$

$$+1,0654r^{-5} \\ (1,6503)$$

$$R = 0,9945 \quad DW = 0,4862$$

$$(96c) \quad M_2 = 4,2510-3,9963S_1+0,9495S_2+0,1645S_3 \\ (-3,3359)(0,3611) \quad (0,1095)$$

$$+0,4763Y+0,4927Y^{-1}+0,2535Y^{-2}-0,0431Y^{-3}-0,1947Y^{-4} \\ (5,0008)(6,1255) \quad (2,3961) \quad (-0,5455) \quad (-1,7713)$$

$$-1,2219r-1,5129r^{-1}-0,9069r^{-2}+0,1149r^{-3}+1,0433r^{-4} \\ (-1,5887)(-1,8913) \quad (-0,9906) \quad (0,0175) \quad (1,5438)$$

$$+1,3323r^{-5} \\ (1,9886)$$

$$R = 0,9940 \quad DW = 0,5171$$

Die Ergebnisse unserer empirischen Schätzungen deuten darauf hin, daß - zumindest während des Untersuchungszeitraumes - kurzfristig der zinsinduzierte Substitutionseffekt zwischen Termindepositen und anderen rentierlichen Aktiva denjenigen zwischen Sicht- und Termindepositen überwogen hat, so daß die kurzfristige Zinselastizität der Geldnachfrage M_2 größer ist als diejenige der Geldnachfrage M_1 . Legt man der Betrachtung die Relationen (92b) und (96b) zugrunde, so errechnen sich für die auf die jeweiligen Mittelwerte bezogenen kurzfristigen Zinselastizitäten

$$\varepsilon_0(M_1/r) = -0,032 \quad \text{und} \quad \varepsilon_0(M_2/r) = -0,090$$

Diese Ergebnisse stehen im Gegensatz zu einer Untersuchung von H. König.¹ König kommt zu dem Ergebnis, daß der Substitutionseffekt zwischen Sicht- und Termineinlagen denjenigen zwischen Termineinlagen und anderen Anlagearten überwogen hat. Allerdings unterscheidet sich die Untersuchung von König insofern von der unseren, als König

- a) als Erklärungsmodell ein Koyck-Modell zugrunde legt und
- b) eine etwas engere Definition der Termindepositen verwendet.

Um feststellen zu können, ob diese unterschiedlichen Ergebnisse methodisch bedingt sind, d.h. eine Folge des unterstellten Erklärungsmodells sind, oder aber durch die unterschiedliche Definition der Termindepositen verursacht sind, haben wir in einem weiteren Ansatz versucht, die Geldnachfrage M_2 im Rahmen eines Modells mit partieller Anpassung zu "erklären". Als OLSE der reduzierten Form ergibt sich

$$\begin{aligned} M_2 = & 4,6773 - 0,9011S_1 - 1,0696S_2 - 2,6689S_3 + 0,2063Y - 0,4370r \\ & (-3,9526) (-1,4017) (-3,4790) (2,6572) (-1,3967) \\ & + 0,8032M_2^{-1} \\ & (9,5646) \end{aligned}$$

$$R = 0,9985$$

$$DW = 1,9026$$

1 Vgl.: H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit..., S. 83

Aus obiger Relation errechnen sich die folgenden auf den Mittelwert bezogenen Zinselastizitäten

$$\epsilon_o(M_2/r) = -0,033 \quad \text{und} \quad \epsilon(M_2/r) = -0,167$$

Der analoge Ansatz für die Geldnachfrage M_1 hatte ergeben

$$M_1 = 5,9161 - 2,0534S_1 + 0,0485S_2 - 1,3269S_3 + 0,3388Y - 0,6406r \\ (-2,5329) \quad (0,1097) \quad (-2,8336) \quad (6,7843) \quad (-3,6028) \\ + 0,4819M_1^{-1} \\ (6,1738)$$

$$R = 0,9985$$

$$DW = 2,1328$$

Daraus errechnen sich die folgenden auf den Mittelwert bezogenen Zinselastizitäten

$$\epsilon_o(M_1/r) = -0,069 \quad \text{und} \quad \epsilon(M_1/r) = -0,133$$

Wir erhalten also bei Verwendung eines Modells mit partieller Anpassung als Erklärungsmodell ein ähnliches Ergebnis wie König:

- a) Für die kurzfristige Zinselastizität der Geldnachfrage M_2 errechnet sich ein geringerer Wert als für diejenige der Geldnachfrage M_1 .
- b) Die Signifikanz des OLS-Koeffizienten der Zins-Variablen r ist für die Geldnachfrage M_2 geringer als für die Geldnachfrage M_1 .
- c) Langfristig werden die Unterschiede zwischen den Zinselastizitäten der Geldnachfrage M_1 und M_2 etwas abgemildert.

Wir vermuten daher, daß die Hauptursache für die unterschiedlichen Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung und derjenigen von H. König in den unrealistischen Prämissen des Koyck-Modells zu suchen ist, insbesondere in der Annahme einer a priori gegebenen und für alle erklärenden Variablen identischen geometrischen lag-Verteilung.

Analoge Überlegungen gelten hinsichtlich der kurzfristigen Einkommenselastizität. Die OLS-Schätzungen im Rahmen des Almon-Modells deuten darauf hin, daß die kurzfristige Einkommenselastizität der Geldnachfrage M_2 größer ist als diejenige der Geldnachfrage M_1 . Im Gegensatz dazu errechnet sich aus den OLS-Schätzungen im Rahmen des Koyck-Modells für die Geldnachfrage M_2 eine geringere kurzfristige Einkommenselastizität als für die Geldnachfrage M_1 . Diese Gleichartigkeit der Ergebnisse hinsichtlich der Zins- sowie Einkommenselastizität bestärkt unsere Vermutung, daß die abweichenden Ergebnisse methodisch bedingt sind, d.h. eine Folge der unterschiedlichen Erklärungsmodelle sind.

Überblickt man die vorliegenden Almon-Schätzungen zur Geldnachfrage M_2 , so ist festzustellen, daß die Ergebnisse einer sinnvollen Interpretation nur schwer zugänglich sind. Wir schließen daraus, daß die Friedmansche Definition des Geldvolumens als Summe aus Bar-, Sicht- und Termineinlagen für die Bundesrepublik - zumindest während des Untersuchungszeitraumes - unzuverlässig ist. Die Ursache dürfte vornehmlich darin zu suchen sein, daß eine explizite Erfassung der oben diskutierten Substitutionseffekte zwischen Termineinlagen und anderen rentierlichen Aktiva sowie zwischen Sicht- und Termineinlagen u.a. wegen des unzureichenden empirischen Materials kaum möglich ist.

2. Die Nachfrage nach Spardepositen

In einem weiteren Ansatz haben wir - ebenfalls mit Hilfe des Almon-Modells - versucht, die Nachfrage des Nichtbankensektors nach Spardepositen näher zu analysieren. Dabei sind wir zunächst von der Vorstellung ausgegangen, daß eines der wesentlichen Ziele des Sparens in dem Genuß des Zinsertrages besteht (Ertragssparen).¹ Sofern diese Hypothese der Realität ent-

1 Vgl.: B. Wißmann, Die Zinsempfindlichkeit der Deutschen Sparer (Untersuchungen über das Spar-, Giro- und Kreditwesen, Bd. 15), Berlin 1960, S. 17

spricht, ist zu erwarten, daß die Nachfrage nach Spardepositen verhältnismäßig zinselastisch ist, d.h. mit steigendem (sinkendem) Zins relativ stark zunimmt (abnimmt).

Als repräsentativ für den Spareinlagenzins haben wir den Zinssatz für Spareinlagen mit einer vereinbarten Kündigungsfrist von zwölf Monaten gewählt. Bis zur Freigabe der Habenzinsen ist das der jeweilige Höchstsatz i.S.d. Zinsverordnung des Bundesaufsichtsamtes für Kreditwesen. Ab 1. April 1967 wurde der nach den Erhebungen der Deutschen Bundesbank bei 500 Kreditinstituten am häufigsten gewährte Zinssatz für die betreffende Spardepositenart zugrunde gelegt.

Als weitere erklärende Variable wurde das Volkseinkommen Y verwendet. Sicherlich wäre - ähnlich wie bei der Termindepositennachfrage - auch bei der Nachfrage nach Spardepositen eine Verwendung des "wealth" als erklärende Variable sinnvoll. Wahrscheinlich spielt der "wealth" als Determinante der Nachfrage nach Spardepositen sogar eine noch größere Rolle als dies hinsichtlich der Nachfrage nach Termindepositen der Fall ist. Mangels einer Zeitreihe für das Volksvermögen in der Bundesrepublik auf Quartalsbasis mußten wir jedoch auch hier auf eine explizite Erfassung der entsprechenden Zusammenhänge verzichten.

Grundlage der Untersuchung war das Almon-Modell. Die berechneten OLS-Schätzungen lieferten jedoch für die Regressionskoeffizienten der Sparzins-Variablen r^S zum großen Teil Vorzeichen, die nicht unseren Erwartungen entsprachen. Darüber hinaus waren die Koeffizienten fast ausnahmslos statistisch insignifikant. Ähnliche Ergebnisse lieferten Versuche mit statischen Ansätzen sowie mit distributed lag-Modellen vom Koyck-Typ. Hierbei ergaben sich für die Koeffizienten der Zins-Variablen r^S ausnahmslos negative Vorzeichen. Wir haben daraus geschlossen, daß in den Koeffizienten der Zins-Variablen r^S zumindest teilweise die Einflüsse einer im Modell nicht explizit enthaltenen Variablen erfaßt werden.

Roskamp und Laumas,¹ die im Rahmen ihrer Untersuchungen zur Spardepositenachfrage in der Bundesrepublik für die Jahre 1950 bis 1960 ähnliche Beobachtungen gemacht haben, vermuten, daß in den Regressionskoeffizienten der Sparzins-Variablen r^S fälschlicherweise die Einkommens- und/oder Preiserwartungen des Publikums miteingeflochten werden. "The market rate of interest variable must stand for something else. It must be a proxy variable for other factors not explicitly accounted for. Our hypothesis is that it mirrors expected income or price changes. Restrictive monetary policy caused increases in the market rate of interest and slowed down the speed of economic expansion, incomes were expected to rise less rapidly and savings deposits decreased. Expansionary monetary policy had the opposite effect. This was the case as long as unemployment prevailed. Once full employment was reached in the last three years of the 50's restrictive monetary policy entailing increases in interest rates was used in an attempt to stem price rises. The expected price increases may have reduced savings deposits."² Sofern diese Überlegungen der Realität entsprechen, sind die negativen Vorzeichen der Koeffizienten der Sparzins-Variablen einigermassen plausibel.

Eine andere "Erklärungs"-Möglichkeit wird sichtbar, wenn man folgende Zusammenhänge beachtet:

Die Nachfrage nach Spardepositen kann aufgefaßt werden als Nachfrage nach längerfristigem finanziellen Vermögen.³ Geht man von der Theorie des Portfolio-Verhaltens aus, so folgt daraus, daß die Nachfrage S nach Spardepositen nicht allein vom Sparzins abhängt. Darüber hinaus ist vielmehr auch die

1 Vgl.: K.W. Roskamp and G.S. Laumas, The Demand for Monetary Assets in the West German Economy: Evidence from Short-Run Data, Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 126 (1970), S. 468 ff.

2 Ebenda, S. 480

3 Vgl.: W.A. Prautzsch, Die Struktur der Nachfrage von Wirtschaftsunternehmen und privaten Haushalten nach finanziellem Vermögen in der Bundesrepublik Deutschland (Untersuchungen über das Spar-, Giro- und Kreditwesen, Bd. 54), Berlin 1971, S. 112

Rendite von längerfristigen substitutiven finanziellen Vermögenspositionen in den Kalkül einzubeziehen. Als repräsentativ für die Rendite derartiger finanzieller Vermögenspositionen wurde der Kapitalmarktzins r angesehen. Gemäß der Portfolio-Hypothese ist zu erwarten, daß mit steigendem Kapitalmarktzins r cet. par. die Nachfrage der Nichtbanken nach Spardepositen abnimmt. Infolge der während des Untersuchungszeitraumes zu beobachtenden relativ gleichförmigen Entwicklung der verschiedenen Marktzinssätze ist es daher denkbar, daß in den Koeffizienten der Sparzins-Variablen r^S die Auswirkungen von Änderungen der Kapitalmarktzins-Variablen r auf die Nachfrage S nach Spardepositen teilweise miteingefüßt werden. Unterstellt man diese Überlegungen als "richtig", so deutet das negative Vorzeichen der Koeffizienten der Sparzins-Variablen r^S darauf hin, daß die von Änderungen des Sparzinses ausgehenden Einflüsse von dem entgegengerichteten Substitutionseffekt zwischen Spardepositen und anderen längerfristigen finanziellen Vermögenspositionen überkompensiert werden.

In der Absicht die obigen Hypothesen statistisch zu überprüfen, haben wir in einem weiteren Ansatz als Portfolio-Argument die Differenz zwischen dem Kapitalmarktzins r und dem Sparzins r^S eingeführt. Jedoch auch dieser Ansatz führte zu äußerst unbefriedigenden Ergebnissen. Die Regressionskoeffizienten des Portfolio-Arguments ($r - r^S$) wiesen z.T. ein nicht unseren Erwartungen entsprechendes Vorzeichen auf und waren vielfach statistisch insignifikant. Wir haben daraus geschlossen, daß die Annahme einer zinselastischen Nachfrage nach Spardepositen wenig sinnvoll ist.¹ Diese Ansicht wird heutzutage auch von der Mehrzahl der "bankers" vertreten; denn nach übereinstimmender Auffassung der Praktiker spielt das "Ertragssparen" - vor allem seit Beendigung des zweiten Weltkrieges - keine Rolle mehr.² Schon Cassel vermutete, daß "...solange sich der Zins-

1 Dieses Ergebnis kann zwar nicht als Bestätigung, aber doch als konform mit der Argumentation von Roskamp und Laumas angesehen werden.

2 Vgl. z.B.: B. Wißmann, a.a.O., S. 17

fuß in den gewöhnlichen Grenzen bewegt, die Wirkung seiner Variation auf die Gesamtheit der Kapitalbindung nicht besonders ausgeprägt sein dürfte."¹ Ähnlicher Ansicht ist Jöhr, wenn er schreibt, "...daß innerhalb eines mittleren Bereichs, der etwa zwischen 2,5 und 4,5 % liegt, die ...Sparmenge sehr wahrscheinlich unabhängig vom Zins ist."²

Wir haben daher im folgenden auf die Verwendung einer Zins-Variablen verzichtet und nur das Brutto-Sozialprodukt Y sowie die Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 als erklärende Variable verwendet. Grundlage der Untersuchung ist auch hier das Almon-Modell. Dabei sind wir wiederum von der Annahme ausgegangen, daß die lag-Struktur der Volkseinkommens-Variablen hinreichend durch ein Polynom zweiten Grades approximiert werden kann.

Als OLS-Schätzung für $m=3$ sowie $m=4$ erhält man

$$(97a) \quad S = -70,8736 - 0,4335S_1 + 4,9364S_2 + 2,9902S_3 \\ (-0,0881) (0,8307) (0,9113) \\ + 0,6907Y + 0,6506Y^{-1} + 0,2854Y^{-2} \\ (3,1795) (3,0369) (0,7189)$$

$$R = 0,9818 \quad DW = 0,8811$$

$$(97b) \quad S = -73,6707 + 3,8482S_1 + 5,8425S_2 + 4,5528S_3 \\ (0,8009) (1,0636) (0,9630) \\ + 0,7843Y + 0,7178Y^{-1} + 0,2592Y^{-2} + 0,1180Y^{-3} \\ (3,7944) (3,1171) (2,3848) (1,0012)$$

$$R = 0,9810 \quad DW = 0,9117$$

Bei der Schätzung für $m=5$ fiel die zweite Nullstelle des Po-

1 G. Cassel, Theoretische Sozialökonomie, Leipzig 1927, S.218

2 W.A. Jöhr, Theoretische Grundlagen der Wirtschaftspolitik, Bd. II: Die Konjunkturschwankungen, Tübingen 1952, S. 486

lynoms in den relevanten Bereich der lag-Verteilung, d.h. es ergaben sich z.T. Regressionskoeffizienten mit einem nicht unseren Erwartungen entsprechenden Vorzeichen. Wir haben daraus geschlossen, daß die Annahme einer maximalen lag-Länge von $m > 4$ nicht zweckmäßig ist.

Die multiplen Korrelationskoeffizienten der Schätzungen (97a) und (97b) deuten darauf hin, daß die Nachfrage der Nichtbanken nach Spardepositen durch die obigen Ansätze fast vollständig erklärt werden kann. Allerdings ist zu erwarten, daß die Bestimmtheit der Regressionen infolge der, aufgrund der relativ kleinen Werte der Durbin-Watson-Koeffizienten zu vermutenden, verhältnismäßig starken positiven Autokorrelation der latenten Variablen überschätzt wird. Wir halten es - ähnlich wie bei der Termindepositennachfrage - für wahrscheinlich, daß die Autokorrelation der latenten Variablen zumindest teilweise dadurch bedingt ist, daß das Volksvermögen mangels einer entsprechenden Zeitreihe als erklärende Variable vernachlässigt werden mußte. Darüber hinaus ist zu beachten, daß eine ganze Reihe von Einflußfaktoren, wie bspw. die staatlichen Sparförderungsmaßnahmen, in den obigen Ansätzen nicht erfaßt sind.

Aus (97a) und (97b) ist zu schließen, daß die Nachfrage nach Spardepositen auf Veränderungen des Volkseinkommens Y relativ schnell und mit Reaktionsschwerpunkt zu Beginn des Anpassungsprozesses reagiert. Auffallend ist insbesondere, daß die errechnete Anpassungsgeschwindigkeit für die Spardepositennachfrage größer ist als für die Nachfrage nach Geld i.e.S.. Ob dieses Ergebnis der Realität entspricht, dürfte jedoch fraglich sein. Wie bereits erwähnt, kann die Nachfrage nach Spardepositen aufgefaßt werden als Nachfrage nach längerfristigem finanziellem Vermögen, Es ist daher unwahrscheinlich, daß die Spardepositennachfrage auf Änderungen des Volkseinkommens schneller reagiert als die Geldnachfrage. Wir vermuten, daß das unrealistische Ergebnis unserer Berechnungen eine Folge des "simultaneous equation bias" der OLSE im interdependenten Modell ist. Denn die 2SLS-Schätzungen der Spardepositen-

nachfrage liefern wesentlich plausiblere Ergebnisse. Und zwar deuten die in Teil D Abschnitt 3.11. berechneten 2SLS-Schätzungen darauf hin, daß die Nachfrage nach Spardepositen auf Änderungen des Volkseinkommens wesentlich langsamer reagiert als diejenige nach Geld i.e.S., und daß der Reaktionsschwerpunkt keineswegs zu Beginn des Anpassungsprozesses liegt.

TEIL C : DAS GELDANGEBOT

=====

ANALYTHISCHE ANSÄTZE UND STATISTISCHE ERGEBNISSE

=====

1. Theoretische Aspekte

Die Theorie des Geldangebots war, zumindest im deutschsprachigen Bereich, bis Anfang der sechziger Jahre vornehmlich eine Theorie des Geldschöpfungsmultiplikators.¹ Man ging von der Vorstellung aus,² daß

- a) die Geschäftsbanken den zur Verfügung stehenden Geldschöpfungsspielraum weitgehend unabhängig von Rentabilitäts- und Liquiditätsüberlegungen voll ausnutzen,
- b) die Zentralbank das Geldangebot vollständig kontrollieren kann und
- c) die Struktur des finanziellen Vermögens im Nichtbankensektor durch den Prozeß der multiplen Geldschöpfung nicht verändert wird.

Obige Annahmen erscheinen jedoch aus folgenden Gründen problematisch:

1 Vgl.: E. Schneider, Einführung in die Wirtschaftstheorie, Teil III: Geld, Kredit, Volkseinkommen und Beschäftigung (im folgenden zitiert als: Wirtschaftstheorie III); Tübingen 1969, S. 14 ff. - C.A. Phillips, Bank Credit, A Study of the Principles and Factors Underlying Advances Made by Banks to Borrowers; New York 1920, S. 38 - W.F. Crick, The Genesis of Bank Deposits; Economica, Vol. 7 (1927), S. 191 ff. - Committee on Finance & Industry, Report, Presented to Parliament by the Financial Secretary to the Treasury by Command of His Majesty, June 1931, Cmd 3897, London. - Abweichende Darstellungen finden sich bspw. bei B. Kragh, Two Liquidity Functions and the Rate of Interest: A Simple Dynamic Model; The Review of Economic Studies, Vol. 17 (1949/50), S. 98 ff. - J.J. Polak and W.H. White, The Effect of Income Expansion on the Quantity of Money, IMF, Staff Papers, Washington, D.C., Vol. 4 (1955), S. 398 ff.

2 Vgl. z.B. die Ausführungen bei: E. Schneider, Wirtschaftstheorie III, S. 14 ff. - Zur Kritik vgl.: F.A. Lutz, Geldschaffung durch die Banken; Weltwirtschaftliches Archiv Bd. 106 (1971) S. 5 ff. - A. Lindbeck, A Study in Monetary Analysis; Stockholm Economic Studies, N.S., 3, Stockholm 1963, S. 188 ff.

- a) Die Erfahrung hat gezeigt, daß Kreditinstitute i.a.R. erwerbswirtschaftlich orientierte Unternehmen sind,¹ die die Zusammensetzung ihrer Aktiva und Passiva - unter Berücksichtigung des Risikos - nach dem Prinzip der Gewinnmaximierung planen.² Es ist daher anzunehmen, daß Rentabilitätsüberlegungen im Entscheidungskalkül der Geschäftsbanken eine nicht unerhebliche Rolle spielen.

Ist das Bankensystem nicht im Besitz ausreichender Liquiditätsreserven, so kann es einen unvorhergesehenen Zentralbankgeldbedarf durch Aufnahme von Refinanzierungskrediten bei der Bundesbank decken. Die Nachfrage nach Liquiditätsreserven hängt daher u.a. von den Kosten einer evtl. Zentralbankverschuldung ab. "Je höher der Refinanzierungssatz ist, desto mehr Liquiditätsreserven wird das Bankensystem cet. par. halten wollen, um auf diese Weise die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten eines Reservedefizits und damit für das Entstehen von hohen Refinanzierungskosten zu verringern."³ Es ist daher denkbar, daß die Geschäftsbanken einen theoretisch vorhandenen Geldschöpfungsspielraum in unterschiedlichem Maße ausnutzen, je nachdem wie hoch sie die Kosten eines evtl. Reservedefizits einschätzen.

- b) Die Geschäftsbanken können die Basis, auf der sich die multiple Geldschöpfung vollzieht, aus eigenem Entschluß beeinflussen, indem sie sich bspw. bei der Zentralbank verschulden und/oder Refinanzierungskredite im Ausland aufnehmen. Es ist daher denkbar, daß die Geschäftsbanken eine restriktive Politik der Bundesbank unterlaufen, indem sie z.B. vermehrt Kredite im Ausland aufnehmen. Man wird folglich

1 Vgl.: H.G. Johnson, Monetary Theory, S. 21 ff. - D. Orr and W.G. Mellon, Stochastic Reserve Losses and Expansion of Bank Credit, The American Economic Review, Vol. 51 (1961), S. 614 ff.

2 Daneben spielen natürlich auch andere Zielsetzungen eine Rolle, jedoch lassen sich diese häufig in gewissem Umfang auf das Prinzip der Gewinnmaximierung zurückführen. Vgl. hierzu: W. Salomo, Geldangebot und Zentralbankpolitik: Eine Studie zur Theorie des Geldangebots (Kieler Studien 116), Tübingen 1971, S. 7

3 Ebenda, S. 33 f.

kaum davon ausgehen können, daß die Bundesbank das Geldangebot völlig kontrolliert.

- c) Die Wirtschaftssubjekte transferieren bestehende Sichtdepositen teilweise auf Termin- und/oder Spardepositenkonten. Derartige Strukturveränderungen im finanziellen Vermögen des Nichtbankensektors sind hinsichtlich der vom Bankensystem angebotenen Geldmenge u.a. insofern relevant, als die durchschnittlichen Mindestreservesätze für Sichtdepositen höher sind als diejenigen für Termin- bzw. Spardepositen.

Die wenigen empirischen Arbeiten, die sich mit der Überprüfung geldtheoretischer Hypothesen für die Bundesrepublik befassen, sind fast ausschließlich der Untersuchung der Geldnachfrage gewidmet. Dabei wird - meist implizit - unterstellt, daß das Geldangebot exogen determiniert ist und von der Bundesbank vollständig kontrolliert werden kann. Dem widerspricht jedoch, neben den oben bereits erwähnten Umständen, offensichtlich die Tatsache, daß die zeitliche Entwicklung von Geldvolumen und Brutto-Sozialprodukt z.T. parallel verlaufende zyklische Veränderungen aufweist.¹ Denn sofern die Geldmenge tatsächlich eine wirtschaftspolitisch kontrollierbare Variable darstellt, ist eigentlich eine antizyklische Entwicklung zu erwarten.² Es erhebt sich daher die wirtschaftspolitisch nicht uninteressante Frage, ob die prozyklischen Schwankungen des Geldvolumens vornehmlich bedingt sind

- a) durch das Verhalten der Bundesbank, und zwar dergestalt, daß letztere ihr Instrumentarium zur Beeinflussung des Geldvolumens nicht nutzt, um eine antizyklische Geldmengenzu- oder abnahme zu betreiben, oder aber
- b) durch das Verhalten von Geschäftsbanken und Publikum, so

1 Vgl.: J. Siebke und M. Willms, Das Geldangebot in der Bundesrepublik Deutschland, Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 126 (1970), S. 55

2 Ebenda

daß die Möglichkeiten der Bundesbank bezüglich der Steuerung des Geldvolumens relativ gering sind.

Obige Frage wird von den sog. "Portfoliotheoretikern" dahingehend beantwortet,¹ daß die beobachteten zyklischen Wachstumsraten des Geldvolumens hauptsächlich verursacht werden durch die Reaktion von Geschäftsbanken und Publikum auf Veränderungen der realwirtschaftlichen Variablen. Begründet wird diese Auffassung damit, daß die Geschäftsbanken nicht in der Lage sind, von sich aus Geld zu schöpfen.² Die Geldschöpfung hängt vielmehr von den Portfolio-Entscheidungen des Publikums ab.³ Fragt der Nichtbankensektor bspw. in der Rezession weniger Kredite nach und/oder halten die Nichtbanken anstelle von Sichtdepositen mehr Termin- und Spardepositen, so muß cet.par. zwangsläufig die Geldmenge sinken.⁴ Analoge Überlegungen gelten in boom-Phasen.

Die zyklischen Wachstumsraten der Geldmenge werden nach Ansicht der "Portfoliotheoretiker" somit vornehmlich durch die Portfolio-Entscheidungen von Geschäftsbanken und Publikum verursacht.

Hinsichtlich der Effizienz des geldpolitischen Instrumentariums der Zentralbank argumentieren die "Portfoliotheoretiker" folgendermaßen:⁵

Variationen der geldpolitischen Parameter bewirken über eine Veränderung der einzelwirtschaftlichen Liquidität eine Änderung des Zinsniveaus mit der Folge, daß

- a) gewisse Substitutionen im Kreditbereich sowie im Bereich des finanziellen Vermögens vorgenommen werden und

1 Vgl. z.B.: J. Tobin, An Essay in Principles of Debt-Management, In: Fiscal and Debt Managements Policies, Ed.: Commission on Money and Credit, Englewood Cliffs, N.J., 1963, S. 143 ff.

2 Vgl.: J. Siebke und M. Willms, a.a.O., S. 57

3 Ebenda - L.E. Gramley and S.B. Chase, Time Deposits in Monetary Analysis, in: Federal Reserve Bulletin, Oktober 1965, S. 1380 ff.

4 Vgl.: J. Siebke und M. Willms, a.a.O., S. 57

5 Ebenda

b) eine Änderung der Investitions- und Konsumausgaben erfolgt. Die "Portfoliotheoretiker" sehen die Hauptaufgabe der Zentralbank auf dem Gebiet der Konjunkturpolitik daher in der Schaffung einer der jeweiligen wirtschaftlichen Situation adäquaten Zinsstruktur.¹

Den "Portfoliotheoretikern" stehen die sog. "Geldmengentheoretiker" gegenüber, die eine gewisse Relevanz der Portfolio-Entscheidungen des Publikums zwar nicht bestreiten, die entscheidende strategische Variable jedoch in der Geldmenge erblicken.² Begründet wird diese Auffassung vornehmlich damit, daß³

- a) die Auswirkungen einer Veränderung der Geldmenge im realwirtschaftlichen Bereich ohne größere time-lags eintreten und
- b) die Geldmenge eine leicht quantifizierbare und der Kontrolle der Zentralbank unterliegende Größe darstellt.

Die "Geldmengentheoretiker" fordern daher eine antizyklische Geldmengenzpolitik.⁴ Die konjunkturpolitische Hauptaufgabe der Zentralbank ist nach Ansicht der "Geldmengentheoretiker" somit in der adäquaten Dimensionierung der Geldmenge zu sehen.

In Anbetracht der unterschiedlichen Auffassungen scheint eine quantitative Analyse des Geldangebots in der Bundesrepublik nicht uninteressant. Wir werden zwei unterschiedliche Ansätze, "Modell I" und "Modell II", diskutieren. In "Modell I" wird - mit gewissen Modifikationen - an der traditionellen Multiplikator-konzeption festgehalten. Es handelt sich dabei im wesent-

1 Ebenda, S. 56 und die dort angeführte Literatur

2 Vgl.: M. Friedman, Studies in the Quantity of Money, Chicago 1956 - M. Friedman und A.J. Schwartz, Money and Business Cycles - P. Cagan, Determinants and Effects of Changes in the Stock of Money 1865-1960, New York 1965 - K. Brunner, The Role of Money and Monetary Policy, In: Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis, Vol. 50 (1968), S. 9 ff.

3 Vgl.: J. Siebke und M. Willms, a.a.O., S. 57 f. - K. Brunner und A.H. Meltzer, An Alternative Approach for the Monetary Mechanism, Subcommittee on Domestic Finance, Committee on Banking and Currency, Washington 1964

4 Vgl. z.B.: M. Friedman und A.J. Schwartz, Money and Business Cycles

lichen um den Versuch der Übertragung eines von R. Teigen¹ für die USA entwickelten Modells auf die institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik.² In "Modell II" werden wir dann von der traditionellen Multiplikator-konzeption abgehen und versuchen, die Erkenntnisse der modernen Geldangebotstheorie zu berücksichtigen. Dabei werden wir uns im wesentlichen des von K. Brunner entwickelten Instrumentariums bedienen.³

1 R.L. Teigen, Demand and Supply..., S. 477 ff.

2 Vgl. hierzu: U. Westphal, a.a.O., S. 83 ff

3 Vgl.: K. Brunner, Supply Theory...

2. Das Geldangebot: Modell I

11. Theoretische Überlegungen

Ausgangspunkt ist das traditionelle, wohl auf Phillips¹ zurückgehende, Multiplikator-konzept, nach dem die in einer Volkswirtschaft gehaltene Geldmenge M als Produkt aus der monetären Basis B und dem Geldangebotsmultiplikator m ausgedrückt werden kann.

Die monetäre Basis B definieren wir als Summe aus der Barreserve B^B des Geschäftsbankensektors, dem im Nichtbankensektor umlaufenden Bargeld C sowie den Liquiditätsanlagen L (i.S.d. Bundesbank)²

$$(1) \quad B = B^B + C + L$$

Die Barreserve B^B setzt sich zusammen aus den gesetzlichen Mindestreserven, den Überschußreserven i.S.d. Bundesbank³ (d.s. in der amerikanischen Terminologie die "excess reserves")⁴ sowie den Kassenbeständen des Geschäftsbankensektors.

"Excess reserves" spielen - im Gegensatz zu den USA - in der

1 Vgl.: C.A. Phillips, a.a.O., S. 38

2 Diese Definition der Geldbasis unterscheidet sich von der bei amerikanischen Untersuchungen üblichen Definition durch den Einschluß der Liquiditätsanlagen L. Begründet ist dies darin, daß aufgrund der institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik Liquiditätsanlagen wesentlich engere Substitute für Zentralbankgeld sind als in den USA. Wir werden die damit zusammenhängenden Fragen unten näher diskutieren. - Die gleiche Definition der Geldbasis findet sich bei: U. Westphal, a.a.O., S. 83

3 D.s. die bei der Bundesbank gehaltenen Bestände an Zentralbankgeld, soweit sie die gesetzlichen Mindestreserven übersteigen.

4 Wir wollen aus terminologischen Gründen für die "Überschußreserven i.S.d. Bundesbank" den amerikanischen Ausdruck "excess reserves" verwenden und von "Überschußreserven" nur sprechen, wenn die Liquiditätsanlagen in die Betrachtung einbezogen sind.

Bundesrepublik bislang eine untergeordnete Rolle.¹ Sie pflegen normalerweise "...ein dispositionstechnisch bestimmtes Minimum von 100 bis 200 Mio. DM nicht zu übersteigen."² Die einzige Ausnahme ereignete sich bisher im November 1968. Damals betrug die Höhe der "excess reserves" ca. 3,3 Mrd. DM.³ Das war jedoch darauf zurückzuführen, daß die Bundesbank in dieser Zeit ausnahmsweise keine kurzfristigen Geldanlagemöglichkeiten zur Verfügung stellte.⁴

Eine etwas größere quantitative Bedeutung kommt den Kassenbeständen des Geschäftsbankensektors zu. Da letztere jedoch weder eine Verzinsung erbringen noch auf die Mindestreserve angerechnet werden, sind die Banken bestrebt, sie so gering wie möglich zu halten.⁵ Es handelt sich daher fast ausschließlich um "working balances".

Es ist somit zu erwarten, daß den "excess reserves" und den Kassenbeständen bezüglich des Geldangebotsverhaltens des Bankensystems nur eine geringe strategische Bedeutung zukommt.

Hinsichtlich der gesetzlichen Mindestreserven ist folgendes zu sagen:

Gemäß § 2 der Anweisungen der Deutschen Bundesbank über Mindestreserven (AMR) vom 3. September 1962 in der Fassung vom 6. Dezember 1966 sind die Banken verpflichtet, in Höhe bestimmter Prozentsätze ihrer Einlagen und aufgenommenen Gelder unverzinsliche Guthaben bei der Bundesbank zu unterhalten. Die Reservesätze sind einerseits nach Bank- bzw. Nebenplätzen sowie nach dem Volumen der reservepflichtigen Verbindlichkeiten differenziert und andererseits nach Einlagearten. Der höchste Satz wird für Sichtdepositen gefordert, dem folgt der Satz für Kündigungs- und Festgelder sowie schließlich der

1 Bedingt sind diese Unterschiede u.a. dadurch, daß "excess reserves" in den USA verzinst werden.

2 Monatsberichte der Deutschen Bundesbank 1969, Nr. 8 S. 11

3 Ebenda

4 Ebenda

5 Vgl.: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank 1965, Nr. 4, S. 29

Satz für Spardepositen. Darüber hinaus wird zeitweilig noch danach differenziert, ob die reservepflichtigen Verbindlichkeiten von Gebietsansässigen oder Gebietsfremden gehalten werden.

Die Mindestreserve-Guthaben stellen täglich disponible Guthaben dar, die nicht während des gesamten Monats die vorgeschriebene Höhe aufzuweisen brauchen. Das Mindestreserve-Soll muß lediglich im Monatsdurchschnitt erreicht werden. Das hat zur Folge, daß Mindestreserve-Guthaben bis zu einem gewissen Grad den Charakter von Liquiditätsreserven annehmen;¹ denn die Geschäftsbanken können im Laufe des Monats zeitweilig nicht benötigtes Zentralbankgeld über das Mindestreserve-Soll hinaus bei der Bundesbank anlegen. Dadurch gewinnen sie die Möglichkeit, bei einer später auftretenden Anspannung der Liquiditätsslage, einen evtl. Zentralbankgeldbedarf durch Verminderung der Guthaben bei der Bundesbank zu decken, wobei das Mindestreserve-Soll dann in bestimmtem Umfang unterschritten werden kann. Allerdings ist zu beachten, daß die Schätzung der zeitlichen Entwicklung der reservepflichtigen Verbindlichkeiten und des Bedarfs an Zentralbankgeld mit großen Unsicherheiten behaftet ist. Da darüber hinaus bei der Bundesbank unterhaltene Guthaben (im Gegensatz zu den USA) nicht verzinst werden, wird man davon ausgehen können, daß Mindestreserve-Guthaben in nur relativ unbedeutendem Umfang als Liquiditätsreserven anzusehen sind.²

Zu den Liquiditätsanlagen L i. S. d. Bundesbank zählen³

1 Vgl.: E. Brehmer, Struktur und Funktionsweise des Geldmarktes der Bundesrepublik Deutschland seit 1948. Zugleich eine theoretische Grundlegung für Geldmärkte im allgemeinen (Kie-ler Studien, Nr. 65) Tübingen 1964, S. 56 ff.

2 Vgl.: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank 1965, Nr. 4, S. 30

3 In neuerer Zeit werden auch Kassenobligationen des Bundes, der Bundesbahn und der Post mit einer Restlaufzeit bis zu achtzehn Monaten im Rahmen der Offenmarktpolitik der Bundesbank behandelt. - Vgl. hierzu: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank 1967, Nr. 9, S. 19

- a) inländische Schatzwechsel und U-Schätze
- b) Vorratsstellenwechsel und Privatdiskonte
- c) kurzfristige Guthaben bei ausländischen Banken und Anlagen in ausländischen Geldmarktpapieren.

Die zu a) und b) genannten Papiere sind dadurch gekennzeichnet,¹ daß sie

- a) mit einer Diskont- und/oder Lombardzusage der Bundesbank ausgestattet sind,
- b) im Rahmen der Offenmarktpolitik der Bundesbank gehandelt werden und
- c) ein nur unbedeutendes Kursrisiko besitzen.

Die ausländischen Geldmarktpapiere weisen hinsichtlich Liquiditätsgrad und Kursrisiko analoge Eigenschaften auf, da sie in dem z.Zt. herrschenden Währungssystem mit einer "faktischen" Ankaufzusage der Bundesbank ausgestattet sind.²

Die Liquiditätsanlagen L stellen somit unmittelbar zwar kein Zentralbankgeld dar, jedoch ist - unter den institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik - eine Umwandlung durch Verkauf an die Bundesbank bzw. Repatriierung aus dem Ausland jederzeit ohne größere Verluste möglich. Liquiditätsanlagen sind daher als potentiell Zentralbankgeld zu betrachten.³ Sie erfüllen ähnliche Aufgaben wie die "excess reserves" in den USA, d.h. sie dienen der Abdeckung von erwarteten und unerwarteten Zentralbankgeldabflüssen. Die Erfahrung hat jedoch gezeigt, daß die Geschäftsbanken auch über die aus Liquiditätsgründen für notwendig erachteten Mindestbestände hinaus zeitweilig nicht benötigtes Zentralbankgeld z.T. in Liquiditätsanlagen anlegen.⁴

Denkbar wäre auch eine Einbeziehung der unausgenutzten Redis-

1 Vgl.: E. Brehmer, a.a.O., S. 107 ff.

2 Monatsberichte der Deutschen Bundesbank 1965, Nr. 4, S. 29

3 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 86

4 Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 8

kontkонтингенте in die monetäre Basis, soweit der Bestand an zentralbankfähigen Handelswechseln im Portefeuille der Banken größer ist als die unausgenutzten Kontingente. Angaben über die Ausnutzung der Rediskontkontingente wurden von der Bundesbank bis Mitte 1967 jedoch nur in graphischer Form veröffentlicht. Da eine Schätzung der Entwicklung anhand dieser Graphiken problematisch ist, wurde auf ihre Einbeziehung verzichtet.

Die Geldmenge M_1 hatten wir definiert als Summe des im Nichtbankensektor umlaufenden Bargeldes C sowie der von inländischen Nichtbanken bei Kreditinstituten gehaltenen Sichtdepositen D

$$(2) \quad M_1 = C + D$$

Daneben hält der Nichtbankensektor auch Termin- und Spardepositen, die wir aber aus den oben erläuterten Gründen nicht als Geld betrachten wollen.

Die Summe aus Sicht-, Termin- und Spardepositen bildet das Einlagevolumen E

$$(3) \quad E = D + T + S$$

Ein Teil F der monetären Basis B entsteht durch Kreditnahme des Geschäftsbankensektors beim Zentralbanksystem. Bezeichnen wir den Teil der monetären Basis B , der auf andere Weise entsteht, mit B_1 , so können wir für (1) schreiben

$$(4) \quad B = B_1 + F$$

Definieren wir als durchschnittlichen Reservesatz q

$$(5) \quad q = \frac{B^B}{D + T + S},$$

als Kassenhaltungskoeffizienten

$$(6) \quad c = \frac{C}{D}$$

und als Depositenkoeffizienten

$$(7) \quad t = \frac{T}{D} \quad \text{und} \quad s = \frac{S}{D},$$

so folgt aus (1) bis (7) die Identität

$$(8) \quad M_1 = mB_1 - m(L-F)$$

mit $(9) \quad m = \frac{1+c}{q(1+t+s)+c}$

Beschränkt man die Untersuchung auf das Verhalten des Geschäftsbankensektors, so können die Depositenkoeffizienten, der Kassenhaltungskoeffizient und der durchschnittliche Reservesatz, zumindest in der kurzfristigen Analyse, als gegebene Größen betrachtet werden; denn Veränderungen des Volumens bzw. der Struktur der Einlagendepositen unterliegen auf kurze Sicht nicht dem Einfluß des Geschäftsbankensektors.¹

Nur auf lange Sicht bieten sich den Kreditinstituten hier gewisse Möglichkeiten, etwa durch eine geeignete Zins- und Kreditpolitik sowie durch die Erweiterung des Dienstleistungsangebots.²

Sieht man weiterhin von der Möglichkeit einer Beeinflussung der Größe B_1 durch den Geschäftsbankensektor ab,³ so gibt der Ausdruck mB_1 in Gleichung (8) die Geldmenge an, die - bei gegebenem Anlageverhalten des Publikums und gegebenen Reservesätzen - theoretisch von dem Geschäftsbankensektor maximal angeboten werden kann, ohne die Refinanzierungsmöglichkeiten bei der Bundesbank in Anspruch nehmen zu müssen.⁴

Das Geldangebotsverhalten des Bankensystems schlägt sich in dem Ausdruck $m(L-F)$ nieder.

Die bisher abgeleiteten Beziehungen sind rein definitorischer Natur und daher zur Ableitung einer Geldangebotsfunktion

1 Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 23

2 Ebenda

3 Wir vernachlässigen also bspw. die Einflüsse, die sich aus Aktivtransaktionen der Kreditinstitute mit dem Ausland für eigene Rechnung ergeben. Zu denken ist hier etwa an Transaktionen in Wertpapieren mit dem Ausland und/oder an Kreditgeschäfte mit dem Ausland. - Vgl. hierzu die Ausführungen in Abschnitt 3.22.

4 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 127 f.

nicht unmittelbar geeignet. Die Geldmenge M_1^* , die der Geschäftsbankensektor anzubieten "wünscht", erhält man, indem man in (8) die gewünschten Bestände an Liquiditätsanlagen L^* und Zentralbankkrediten F^* einsetzt.

$$(10) \quad M_1^* = mB_1 - m(L^* - F^*)$$

Es gilt daher zunächst einmal, die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Zentralbankkrediten und nach Liquiditätsanlagen zu analysieren.

22. Die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Zentralbankkrediten

Das Bankensystem der Bundesrepublik hat im wesentlichen zwei Möglichkeiten, sich Zentralbankgeld auf dem Kreditwege zu beschaffen:

a) Verschuldung bei der Bundesbank in Form von Wechselrediskont- und Lombardkrediten

Das Wechselrediskont-Geschäft ist dadurch gekennzeichnet, daß die Geschäftsbanken in ihrem Besitz befindliche Handelswechsel beim Zentralbankensystem diskontieren lassen. Dabei bestimmt die Bundesbank autonom sowohl

- die Kosten des Wechselrediskontkredites durch Fixierung des Diskontsatzes als auch
- das maximale Volumen der zum Rediskont eingereichten Wechsel durch Dimensionierung der Rediskontkontingente sowie in gewissem Umfang auch durch Festsetzung der qualitativen Anforderungen, die sie an das eingereichte Wechselmaterial stellt.

Lombardkredite werden von der Bundesbank im wesentlichen gegen Verpfändung bestimmter Wertpapiere gewährt. Die Kosten eines Lombardkredites bestimmt ebenfalls die Bundesbank, und zwar durch Fixierung des Lombardsatzes. Letzterer liegt i.d.R. um einen Prozentpunkt über dem Diskont-

satz. Lombardkredite haben während des Untersuchungszeitraumes eine relativ unbedeutende Rolle gespielt. Ihr Volumen betrug, bezogen auf das der Wechselrediskontkredite, i.a. nur wenige Prozent.¹

b) Refinanzierung auf ausländischen Kreditmärkten

Die Refinanzierung durch Kreditnahme im Ausland war in der Bundesrepublik, zumindest während des Untersuchungszeitraumes, von nur untergeordneter Bedeutung. Soweit inländische Geschäftsbanken Auslandskredite aufnahmen, handelte es sich fast ausschließlich um Barkredite, die im wesentlichen der Abwicklung des Zahlungsverkehrs dienten (working balances).²

Die einzelne Geschäftsbank kann ihre Reserveposition auch dadurch verbessern, daß sie Kredite bei anderen Banken des Systems aufnimmt. Aus der Sicht des aggregierten Bankensystems entspricht jedoch der Reserveänderung bei der einen Bank eine entgegengerichtete Reserveänderung bei anderen Banken des Systems, so daß Änderungen des Volumens der Interbankverbindlichkeiten für das System als ganzes zu keiner Änderung der Reserveposition führen.³ Damit wollen wir keineswegs behaupten, Kreditbeziehungen zwischen den Geschäftsbanken seien ohne Bedeutung für das Geldangebot des Bankensystems. Vielmehr erlaubt der Austausch von Zentralbankgeld zwischen den Kreditinstituten "...eine größere Ausnutzbarkeit der Kassenreserven der Banken...und damit ein höheres Geldangebot des Bankensystems als beim Fehlen derartiger Zwischenbankbeziehungen."⁴ Wir werden auf die damit zusammenhängenden Fragen bei der Diskussion von "Modell II" zurückkommen.

Im folgenden sei die Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten, definiert als Summe aus Wechselrediskont-

1 Ebenda, S. 112

2 Vgl.: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank 1967, Nr. 11, S. 5 - E. Brehmer, a.a.O., S. 98

3 Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 70

4 Ebenda

und Lombardkrediten, näher untersucht. Auf eine Einbeziehung der Refinanzierung auf ausländischen Kreditmärkten wurde wegen der geringen quantitativen Bedeutung verzichtet.

111. Theoretische Aspekte

Die Frage nach den Bestimmungsfaktoren der Zentralbankverschuldung der Geschäftsbanken wird seit vielen Jahren in den USA intensiv diskutiert. Eine einheitliche Meinung hat sich bislang nicht herausgebildet. Die extremen Pole der unterschiedlichen Ansichten sind unter den Bezeichnungen "need theory" bzw. "reluctance theory"¹ einerseits und "profit theory"² andererseits bekannt geworden.³ Nach der "need theory" verschulden sich die Geschäftsbanken bei der Zentralbank nur dann in größerem Umfang, wenn ein dringender kurzfristiger Reservebedarf besteht.⁴ Begründet wird diese Ansicht vornehmlich damit, daß bei den Geschäftsbanken eine "tradition against borrowing", d.h. eine in der Tradition wurzelnde Abneigung gegen die Verschuldung bei der Zentral-

1 Vgl. z.B.: R.C. Turner, Member Bank Borrowing, Columbus (Ohio) 1938

2 Vgl. z.B.: W.W. Riefler, Money Rates and Money Markets in the United States - With an Introduction by E.A. Goldenweiser, New York 1930

3 Ein Überblick über die unterschiedlichen theoretischen Ansichten findet sich bei: K. Brunner and A.H. Meltzer, Genesis and Development of the Free Reserve Conception of Monetary Processes. The Federal Reserve's Attachment to the free Reserve Concept: A Staff Analysis (Report of the Subcommittee on Domestic Finance, Committee on Banking and Currency, House of Representatives, 88 th Congress, 2 nd Sess.): Washington, D.C. 1964, S. 2 ff. Wiederabgedr. in: Readings in Money, National Income, and Stabilization Policy, Ed. by W.L. Smith and R.L. Teigen (The Irwin Series in Economics); Homewood, Ill., 1965, S. 197 ff.

4 Vgl. hierzu: W.R. Burgess, The Reserve Banks and Money Market, With Introductions by G.L. Harrison and B. Strong; Rev. Edit., New York 1946, S. 239 - A.J. Meigs, Free Reserves and the Money Supply (Studies in Economics, Economics Research Center); Chicago 1962, S. 7 ff. - U. Westphal, a.a.O., S. 113

bank besteht.¹

Sofern dieser Ansicht zuzustimmen ist, ist zu erwarten, daß die Kosten der Refinanzierung, d.h. der Diskont- bzw. Lombardsatz, eine relativ unbedeutende Determinante der Nachfrage nach Refinanzierungskrediten darstellen.² Hinsichtlich der konjunkturpolitischen Bedeutung der Diskontsatzpolitik der Zentralbank folgt aus dieser sog. Riefler-These, daß Änderungen des Diskontsatzes als Instrument zur aktiven Beeinflussung der Konjunktur grundsätzlich ungeeignet sind; denn die Geschäftsbanken verschulden sich - weitgehend unabhängig von der Höhe des Diskontsatzes - nur dann in stärkerem Umfang bei der Zentralbank, wenn tatsächlich ein dringender Reservebedarf besteht.³

Kontraktive bzw. expansive konjunkturpolitische Effekte gehen daher weniger von der Höhe des Diskontsatzes als vielmehr unmittelbar von der jeweiligen Höhe der Zentralbankverschuldung aus. War das Bankensystem - bspw. infolge eines Zahlungsbilanzdefizits - gezwungen, zur Abdeckung eines kurzfristigen Liquiditätsbedarfs eine relativ hohe Zentralbankverschuldung einzugehen, so wird es - nach der "need theory" - bestrebt sein, letztere u.a. durch Einschränkung der Kreditgewährung wieder abzubauen. Hinsichtlich des eingangs erwähnten konjunkturpolitischen Effektes sind diese Zusammenhänge insofern relevant, als durch die Reduzierung des Kreditvolumens unter bestimmten Voraussetzungen ein kontraktiv wirkender Prozeß induziert werden kann.⁴

Die Vertreter der "profit theory" sehen die konjunkturpolitische Aufgabe der Zentralbank bezüglich der Diskontsatzpolitik vornehmlich darin, die Höhe des Diskontsatzes abzustimmen auf

1 M.E. Polakoff, Federal Reserve Discount Policy and its Critics, in: Banking and Monetary Studies, Ed. by D. Carson, Homewood, Ill., 1963, S. 190 ff.

2 Vgl.: A.J. Meigs, a.a.O., S. 8

3 Vgl.: W.W. Riefler, a.a.O., S. 16 ff

4 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 113

das an den (in- und ausländischen) Geldmärkten jeweils herrschende Zinsniveau. Die aktive Rolle auf den Geldmärkten hingegen wird der Offenmarktpolitik zugewiesen.¹

Überblickt man die Diskontsatzpolitik der Bundesbank sowie die entsprechenden Begründungen in den Monatsberichten, so gewinnt man den Eindruck, daß das Verhalten der Bundesbank während des Untersuchungszeitraumes weitgehend der Riefler-These entsprach.² Zu ähnlichen Ergebnissen kommen H. König und J. Wolters, die in ihren spektralanalytischen Untersuchungen zur westdeutschen Zinsstruktur für den Zeitraum von 1956 bis 1967 gezeigt haben, daß³

- a) eine sehr starke Korrelation zwischen dem Diskontsatz und den verschiedenen Geldmarktsätzen besteht, und daß
- b) der Diskontsatz den Veränderungen der Geldmarktsätze mit einem time-lag von ca. zwei Monaten folgt.

Wir schließen daraus, daß die Bundesbank während des Untersuchungszeitraumes mit ihrer Diskontsatzpolitik vornehmlich auf Zinssatzänderungen reagiert hat, die am Markt bereits eingetre-

1 Vgl.: V. Timmermann, Zur Refinanzierung der Banken beim Zentralbanksystem. Eine empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland, 1955-1968, Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 127 (1971), S. 328 f.

2 V. Timmermann, a.a.O., S. 332 stellt fest: "Abgesehen von den vorwiegend außenwirtschaftlich motivierten Diskontsatzveränderungen (Januar 1957, Januar 1959, Juni und November 1960 und Januar 1961) wird in 12 Fällen (Mai 1952, Januar 1953, Mai 1954, März 1956, September 1957, Juni 1958, Mai 1961, Januar und August 1965, Mai 1966, Juni und September 1969) die notwendige Anpassung an die Geldmärkte herausgestellt, in 7 Fällen (Oktober 1950, August 1952, Juni 1953, Mai und September 1956, August 1967, April 1969) die beabsichtigte Einschränkung bzw. Erleichterung der allgemeinen Liquiditätslage, und nur in 3 Fällen (August 1955, Oktober 1959, Mai 1967) wird dem Diskontsatz als Mahnung oder Signal die absolute Führungsrolle gegenüber den übrigen Geldmarktsätzen zuerkannt. Es überwiegt die Anpassung an den Geldmarkt, der Wunsch den verlorenen 'Kontakt zum Markt' wiederherzustellen."

1 H. König und J. Wolters, Über den Zusammenhang zwischen kurz- und langfristigem Zinssatz: Eine Spektralanalyse der Westdeutschen Zinsstruktur, Discussion Paper 6/68 des Instituts für Empirische Wirtschaftsforschung der Universität Mannheim, Mannheim 1968, S. 20 f.

ten waren (Konstatierungsfunktion), ohne damit aktiv das Zinsniveau beeinflussen zu wollen.

In der Bundesrepublik konnte bisher eine "tradition against borrowing" nicht nachgewiesen werden.¹ Dieses im Gegensatz zu den amerikanischen Untersuchungen stehende Ergebnis mag bis zu einem gewissen Grad darin begründet sein, daß die Kreditnahme beim Zentralbankensystem

- in den USA ein Privileg ist und die "tradition against borrowing" durch entsprechende Memoranden der Behörden stets neu belebt wird, wohingegen die Verschuldung beim Zentralbankensystem
- in der Bundesrepublik ein allgemeines Recht darstellt und auch von Seiten der Bundesbank nicht versucht wird, durch Maßnahmen, die über die Abgrenzung des zentralbankfähigen Materials und die Festsetzung des Diskontsatzes sowie der Rediskontkontingente hinausgehen, einen Einfluß auf die Inanspruchnahme des Zentralbankkredites auszuüben.²

Allerdings könnte sich ein der "tradition against borrowing" analoger Effekt aus folgender Überlegung ergeben:³

Die Bundesbank setzt Rediskontkontingente fest, die von den einzelnen Geschäftsbanken nicht überschritten werden dürfen. Mit zunehmender Ausnutzung dieser Kontingente steigt daher das Risiko, bei einem nicht vorhergesehenen Liquiditätsbedarf relativ teure Refinanzierungsmaßnahmen durchführen zu müssen. Es ist somit zu erwarten, daß die Geschäftsbanken ab einem gewissen Ausnutzungsgrad ihrer Kontingente bestrebt sind, eine

1 Vgl. hierzu: U. Westphal, a.a.O., S. 114 - Ebenda, S. 120

2 Vgl.: R. Stucken, Geld und Kredit, Tübingen 1957, S. 99 - V. Timmermann, a.a.O., S. 331 - Auch die Deutsche Bundesbank weist in ihrem Monatsbericht, April 1965, S. 30 darauf hin, daß "...in der Bundesrepublik eine dauernde Verschuldung der Geschäftsbanken bei der Bundesbank keineswegs als 'systemwidrig' betrachtet werden kann."

3 Vgl. hierzu: E. Schneider, Wirtschaftstheorie III, S. 99 - E. Dürr, Probleme der Konjunkturpolitik, Freiburg 1968, S. 155

weitere Zentralbankverschuldung zu vermeiden.¹

Wie bereits erwähnt, ist für den Untersuchungszeitraum eine Zeitreihe der Brutto-Kontingente von hinreichender Qualität nicht verfügbar. Eine Untersuchung der Entwicklung des Refinanzierungsvolumens des Bankensystems in Phasen restriktiver Geldpolitik deutet jedoch darauf hin, daß die Rediskontkontingente durchweg so hoch bemessen waren, daß kaum anzunehmen ist, daß der "kritische Ausnutzungsgrad" während des Untersuchungszeitraumes erreicht wurde.² Dies deckt sich mit den empirischen Untersuchungen von J. Siebke und M. Willms, die für den Zeitraum von 1958 bis 1968 festgestellt haben, daß sich das Refinanzierungsvolumen des Bankensystems bei der Bundesbank in Phasen einer restriktiven Geldpolitik erhöht und in Phasen einer expansiven Geldpolitik vermindert hat.³ Es ist daher zu erwarten, daß wir keinen großen Fehler begehen, wenn wir die Entwicklung der Rediskontkontingente mangels einer entsprechenden Zeitreihe vernachlässigen.

Die Ergebnisse von J. Siebke und M. Willms deuten darüber hinaus an, daß die Diskontsatzpolitik der Bundesbank nicht nur wirkungslos war, sondern sogar prozyklisch, d.h. destabilisierend gewirkt hat. Bevor wir uns dieser Frage zuwenden, sei jedoch noch kurz die "profit theory" diskutiert.

Nach der "profit theory" verschulden sich die Geschäftsbanken bei der Zentralbank immer dann, wenn diese Form der Refinanzierung die günstigste ist und/oder wenn adäquate Anlagemöglichkeiten vorhanden sind, die eine über dem Diskontsatz liegende Verzinsung erbringen.⁴ Die Vertreter der "profit theory"

1 Dieser Auffassung ist auch die Deutsche Bundesbank, wenn sie in ihrem Monatsbericht, Juli 1963, S. 7 schreibt: "Einzelne Institute...mögen sogar der Grenze nahe gekommen sein, die man unter normalen Umständen nicht erreicht oder gar überschreitet, weil ein angemessener Rediskontspielraum von allen Instituten als die wichtigste, für wirklich dringende Fälle aufzusparende Liquiditätsreserve betrachtet wird."

2 Vgl.: V. Timmermann, a.a.O., S. 343

3 Vgl.: J. Siebke und M. Willms, a.a.O., S. 68 ff

4 Vgl.: R.C. Turner, a.a.O., S. 91 ff

betrachten daher den Diskontsatz als eine der wichtigsten Determinanten der Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten. Hinsichtlich der Diskontsatzpolitik der Zentralbank folgt aus dieser sog. Turner-These, daß Diskontsatzvariationen ein im Prinzip taugliches Mittel zur Kontrolle des Refinanzierungsvolumens der Geschäftsbanken sind.

Selbst wenn man die Konzeption der "profit theory" als richtig unterstellt, dürfte es unter Beachtung der institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik zweifelhaft sein, ob die Diskontsatzpolitik der Bundesbank, zumindest in der Form wie sie in der Vergangenheit betrieben wurde (Konstatierungsfunktion), geeignet ist, die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Zentralbankkrediten entscheidend zu beeinflussen. Der Grund liegt u.a. darin, daß in der Bundesrepublik einerseits der Diskontsatz grundsätzlich unter den Marktsätzen liegt¹ und andererseits eine "tradition against borrowing" nicht zu existieren scheint. Es dürfte daher kaum möglich sein, das Bankensystem mittels einer Diskontsatzpolitik, die sich im wesentlichen auf eine Angleichung der Höhe des Diskontsatzes an am Markt bereits eingetretene Veränderungen des Zinsniveaus beschränkt, daran zu hindern, einen evtl. Zentralbankgeldbedarf durch Verschuldung beim Zentralbanksystem zu decken.² Denn bei einem unter den Marktsätzen liegenden Diskontsatz ist die Gewährung von Direktkrediten grundsätzlich auch dann noch rentabel, wenn das zur Kreditgewährung notwendige Zentralbankgeld im Wege der Zentralbankverschuldung beschafft werden muß.

Damit soll nicht gesagt werden, daß Variationen des Diskontsatzes ein konjunkturpolitisch generell unwirksames Instrument sind. Werden bspw. Erhöhungen des Diskontsatzes vorgenommen, um aktiv das Zinsniveau zu beeinflussen, also nicht nur um - entsprechend der Riefler-These - den Diskontsatz den Geldmarktsätzen anzupassen, so ist zu erwarten, daß³

1 Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 14

2 Ebenda, S. 7 - Vgl. auch die Ausführungen in Abschnitt 3.11.222

3 Vgl.: W.R. Burgess, a.a.O., S. 221

- a) die Marktsätze i.d.R. ihren Abstand vom Diskontsatz halten und somit über eine Erhöhung des Zinsniveaus auf den Kreditmärkten die Kreditnachfrage des Nichtbankensektors und damit indirekt auch die Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten beeinflusst wird,¹ und daß
- b) die Geschäftsbanken Erhöhungen des Diskontsatzes als Signal für eine Richtungsänderung der Geldpolitik der Bundesbank deuten, der es - zwecks Vermeidung einer Verschärfung der restriktiven Politik - Folge zu leisten gilt; denn die Bundesbank kann die Geschäftstätigkeit des Bankensystems erheblich erschweren, notfalls mit schärferen liquiditätspolitischen Mitteln, wie etwa einer Erhöhung der Mindestreservesätze oder auch durch Änderung der Rediskontkontingente bzw. Lombardfazilitäten sowie einer Verschärfung der qualitativen Anforderungen an rediskont- und lombardfähige Papiere.²

In neuerer Zeit wird vielfach die Ansicht vertreten, daß häufige Änderungen des Diskontsatzes prozyklisch und damit destabilisierend wirken.³ Grundlage dieser Ansicht ist die Überlegung, daß bspw. eine Erhöhung des Diskontsatzes "...nicht unbedingt als Zeichen der Entschlossenheit der Zentralbank zu restriktiven Maßnahmen, sondern gerade umgekehrt als Signal günstiger Konjunkturerwartungen gedeutet werden kann."⁴ Sofern letzteres der Realität entspricht, ist folgendes Verhal-

1 Vgl.: V. Timmermann, a.a.O., S. 331

2 Vgl. hierzu: W. Ehrlicher, Geldtheorie, in: W. Ehrlicher, J. Esenwein-Rothe, H. Jürgensen, K. Rose (Hrsg.), Kompendium der Volkswirtschaftslehre, Bd. 2, Göttingen 1968, S. 25 f. - H. Rittershausen, Die Zentralnotenbank, Frankfurt a.M. 1962, S. 84 f.

3 Vgl. z.B.: P.A. Samuelson, Recent American Monetary Controversy, in: Three Banks Review (March 1956), S. 10 - Anderer Ansicht ist M.E. Polakoff, a.a.O., S. 201. Polakoff hält eine destabilisierende Wirkung der Diskontsatzpolitik für wenig wahrscheinlich, da der Diskontsatz nur ein Indikator für die Erwartungen der Unternehmer und Kreditinstitute sei und nicht einmal der wichtigste - Vgl. hierzu auch: V. Timmermann, a.a.O., S. 330

4 G. Schmolders, Geldpolitik; Tübingen 1968, S. 253

ten von Publikum und Geschäftsbanken zu erwarten:¹

- a) Der durch die Diskontsatzserhöhung induzierte konjunkturpolitische Optimismus bewirkt eine Steigerung der wirtschaftlichen Aktivitäten, wodurch cet. par. die Kreditnachfrage des Publikums und damit verbunden die Nachfrage des Bankensystems nach Zentralbankkrediten angeregt wird; denn einerseits stellen Direktkredite i.a. die rentabelsten Bankaktiva dar und andererseits liegt das Zinsniveau auf den Kreditmärkten i.d.R. erheblich über dem Diskontsatz.²
- b) Darüber hinaus ist es denkbar, daß das Bankensystem - in Erwartung der durch die Diskontsatzserhöhung induzierten Zunahme der Kreditnachfrage des Publikums - bestrebt ist, seine liquiden Mittel rechtzeitig aufzufüllen, wodurch zumindest kurzfristig eine zusätzliche Steigerung der Nachfrage des Bankensystems nach Zentralbankkrediten ausgelöst werden kann.

Die geschilderten theoretischen Konzepte: Turner-These, Riefler-These sowie Erwartungs-These, stellen extrem einseitige Auffassungen dar. Der Realität am besten entspricht vermutlich eine Synthese der verschiedenen Konzeptionen. "...it may be concluded that banks do borrow in order to maximize profits and not only to relieve emergency situations. However it is probably true that member-bank borrowing for profitmaximising

1 Vgl.: V. Timmermann, a.a.O., S. 329 f. - In neuerer Zeit wird zunehmend versucht, die verschiedenen Motive für die Refinanzierung des Geschäftsbankensektors bei der Zentralbank zu verbinden. Vgl. hierzu bspw.: C.E. Walker, Discount Policy in the Light of Recent Experience, in: The Journal of Finance, Vol. 12 (1957), S. 230 - M.E. Polakoff, Reluctance Elasticity, Least Cost and Member-Bank Borrowing: A Suggested Integration, in: The Journal of Finance, Vol. 15 (1960), S. 3 ff. - S.M. Goldfeld and E.J. Kane, The Determinants of Member-Bank Borrowing: An Econometric Study, in: The Journal of Finance, Vol. 21 (1966), S. 499 ff. - M.E. Polakoff and W.L. Silber, Reluctance and Member-Bank Borrowing: Additional Evidence, in: The Journal of Finance, Vol. 22 (1967), S. 88 ff

2 Vgl. die entsprechenden Ausführungen bei der Diskussion von "Modell II"

purposes is constrained to some extent by 'reluctance'."1

Von besonderem Interesse ist in diesem Zusammenhang die Frage, ob "...Diskontsatzserhöhungen in einer Boomphase, die eigentlich die Banken zu größerer Vorsicht und Zurückhaltung bei der Kreditvergabe anhalten sollen,...den Optimismus bezüglich der allgemeinen wirtschaftlichen Aktivität (verstärken) und...damit die Kreditnachfrage beim Bankensystem und entsprechend die Nachfrage der Banken beim Zentralbankensystem nach liquiden Reserven (anregen)."2 Sofern die Diskontsatzpolitik der Bundesbank während des Untersuchungszeitraumes tatsächlich prozyklisch gewirkt hat, ist zu erwarten, daß das Vorzeichen des Regressionskoeffizienten des Diskontsatzes in der Nachfrage-relation für Refinanzierungskredite positiv ist.

222. Die Ergebnisse der OLS-Schätzungen

Um obige Hypothesen zu überprüfen, betrachten wir die Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten bei der Bundesbank als lineare Funktion des Diskontsatzes d , des Kapitalmarktzinssatzes r und des Einlagevolumens E .

Die Auswahl der erklärenden Variablen wurde nach folgenden Gesichtspunkten vorgenommen:

- a) Gemäß der Theorie des Portfolio-Verhaltens orientieren sich die Geschäftsbanken bei ihren Entscheidungen hinsichtlich der Zusammensetzung ihrer Aktiva und Passiva nicht an den absoluten, sondern an den relativen Preisen,³ d.s. hier vornehmlich die Effektivzinssätze. Es ist daher zu erwarten, daß die Nachfrage nach Refinanzierungskrediten nicht nur von der Höhe des Diskontsatzes, sondern auch von derjenigen der übrigen Zinssätze abhängt.⁴ Von besonderer Rele-

1 R.L. Teigen, The Demand for and Supply of Money, In: Readings in Money, National Income, and Stabilization Policy, Ed. by W.L. Smith and R.L. Teigen (The Irwin Series in Economics), Homewood, Ill., 1965, S. 62 Anmerkung 36

2 V. Timmermann, a.a.O., S. 36

3 Vgl.: J. Siebke und M. Willms, a.a.O., S. 70

4 Ebenda

vanz dürfte hier das Zinsniveau auf den Kapital- und den Kreditmärkten sein.

Wie bereits erwähnt, sind die von der Bundesbank veröffentlichten Soll-Zinssätze als wenig repräsentativ anzusehen, da sie während des Untersuchungszeitraumes weitgehend einer behördlichen Reglementierung unterlagen.¹ Wir betrachten daher, ähnlich wie bei der Untersuchung der Termineposittennachfrage, den Kapitalmarktzins r als repräsentativ für die Entwicklung des Zinsniveaus auf den Kreditmärkten. In dem Regressionskoeffizienten der Variablen r werden somit - infolge der während des Untersuchungszeitraumes weitgehend gleichgerichteten Bewegung der verschiedenen Marktzinssätze - u.a. diejenigen Einflüsse auf die Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten erfaßt, die durch Änderungen des Zinsniveaus sowohl auf den Kapitalmärkten als auch auf den Kreditmärkten induziert werden.

Die Bedeutung des Zinsniveaus auf den Kapitalmärkten ergibt sich aus folgender Überlegung:

Die Erfahrung hat gezeigt, daß die Geschäftsbanken im Rahmen ihrer Portfolio-Entscheidungen in gewissem Umfang auch eine anhaltende Zentralbankverschuldung in Kauf nehmen, "...um in Arbitragegeschäften die geliehenen Reserven höher verzinslich anzulegen."² Für derartige Arbitragegeschäfte bieten sich neben Liquiditätsanlagen - sofern ihre Verzinsung relevant über dem Diskontsatz liegt - vor allem Kapitalmarktpapiere mit kurzer Restlaufzeit an.³ Es ist daher zu erwarten, daß die Banken mit steigendem Kapitalmarktzins $cet. par.$ aus Arbitragegründen zunehmend bereit sein werden, sich beim Zentralbankensystem zu verschulden.⁴ Jedoch sind hier zwei Einschränkungen zu machen:

1 Vgl. die entsprechenden Ausführungen bei der Untersuchung der Nachfrage des Nichtbankensektors nach Terminepositten

2 U. Westphal, a.a.O., S. 115

3 Vgl. Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, April 1965, S. 119

4 Vgl. z.B.: W. Salomo, a.a.O., S. 28

aa) Festverzinsliche Wertpapiere sind bei steigendem (sinkendem) Zinsniveau i.d.R. durch Kursverluste (Kursgewinne) gekennzeichnet. Grundsätzlich sind daher die Erwartungen der Banken hinsichtlich der Kursentwicklung der in Frage kommenden Papiere in den Kalkül einzubeziehen. Es dürfte jedoch fraglich sein, ob diesen Kurserwartungen eine allzu große Bedeutung beizumessen ist; denn Kapitalmarktpapiere, die die Banken aus Gründen der Zins-Arbitrage in ihr Portefeuille aufnehmen, werden vornehmlich wegen des erwarteten Zinsertrages erworben. An eine kurzfristige Wiederveräußerung und damit verbunden die Realisierung eines evtl. Kursverlustes werden die Banken erst in zweiter Linie denken. Im Vordergrund steht die Höhe des erwarteten Zinsertrages.¹ Hinzu kommt, daß die Banken bestrebt sind, ihre Arbitragegeschäfte in Kapitalmarktpapieren möglichst auf der Basis von Papieren mit kurzer Restlaufzeit abzuwickeln.

bb) Weiterhin ist grundsätzlich der Ausnutzungsgrad der Rediskontkontingente zu berücksichtigen. Wir haben jedoch oben bereits erwähnt, daß letztere während des Untersuchungszeitraumes so großzügig bemessen waren, daß sie de facto keine Beschränkung darstellten. Dieser Ansicht ist auch die Deutsche Bundesbank, wenn sie in ihrem Geschäftsbericht 1965 im Hinblick auf die am 1. Oktober 1965 verfügte Kürzung der Rediskontkontingente schreibt: "Während die Kürzung der Rediskontkontingente einen nicht zuletzt auch ordnungspolitisch bestimmten Akt darstellte, der die Banken...zu keinen unmittelbaren finanziellen Dispositionen zwingt, mußten die Kreditinstitute die marktmäßigen Liquiditätsbelastungen und die höheren Mindestreserveanforderungen durch Auflösung von Teilen ihrer freien Liquiditätsreserven ausgleichen."²

¹ Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 25 ff.

² Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank 1965, S. 51

b) Hinsichtlich der Bedeutung des Einlagevolumens ist zu sagen, daß Einlagen des Publikums für die Geschäftsbanken die wichtigste Zentralbankgeldquelle darstellen.¹ Höhere Einlagen implizieren daher i.a. größere Möglichkeiten zur Kreditgewährung.² Es ist somit grundsätzlich denkbar, daß die Banken bei Erhöhungen des Einlagevolumens cet. par. die Nachfrage nach Refinanzierungskrediten vermindern, weil sich ihre Reserveposition verbessert hat. Allerdings sind hier insofern gewisse Einschränkungen zu machen, als Erhöhungen des Einlagevolumens nicht in jedem Fall mit einem Zentralbankgeldzufluß verbunden sind. So führt bspw. die Einräumung eines Direktkredites in Form von Sichtdepositen cet. par. keineswegs zu einem Zentralbankgeldzufluß, im Gegenteil: die Reserveposition des Bankensystems verschlechtert sich, da u.a.³

aa) in Höhe eines gewissen Prozentsatzes der Sichtguthaben Zentralbankgeld bei der Bundesbank als gesetzliche Mindestreserve gehalten werden muß und

bb) Teile des eingeräumten Kreditbetrages vom Publikum i.d.R. in Form von Zentralbankgeld abgefordert werden.

Darüber hinaus dürfte folgender Gesichtspunkt von Bedeutung sein:⁴

Es ist zu vermuten, daß bei gegebenen Zinssätzen die Zentralbankverschuldung mit wachsendem Geschäftsvolumen zunimmt. Da eine ansteigende Geschäftstätigkeit i.d.R. aber einhergeht mit einer Vergrößerung des Einlagevolumens E, ist davon auszugehen, daß in dem Regressionskoeffizienten der Variablen E der hinsichtlich der Zentralbankverschuldung expansiv (kontraktiv) wirkende Effekt einer Zunahme (Abnahme) der Geschäftstätigkeit zumindest teilweise mit-erfaßt wird.

1 Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 15

2 Ebenda

3 Vgl.: K. Brunner, Supply Theory..., S. 89

4 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 120

Berücksichtigt man die quantitative Bedeutung der verschiedenen in dem Regressionskoeffizienten der Variablen E zum Ausdruck kommenden Einflüsse, so dürfte ein positives Vorzeichen zu erwarten sein.

Sofern die Nachfragerelation nach Refinanzierungskrediten korrekt spezifiziert ist, scheint es sinnvoll anzunehmen, daß saisonale Einflüsse, die nicht durch die im Modell explizit enthaltenen Variablen erklärt werden, eine untergeordnete Rolle spielen; denn Banken sind weitgehend erwerbswirtschaftlich orientierte Unternehmen, die ihr Handeln vornehmlich an Rentabilitäts- und Liquiditätskriterien orientieren.¹ Wir haben daher auf die Einführung von Saisonvariablen verzichtet.²

Die Hypothese eines Anpassungsprozesses mit Reaktionsverzögerungen, die sich noch in Vierteljahresdaten niederschlagen, ist im Bereich des Geldangebots äußerst problematisch; denn gerade im Bankensektor sind zeitlich schnelle Entscheidungen bei Datenänderungen zu erwarten.³ Letzteres wird hinsichtlich der Nachfrage nach Refinanzierungskrediten durch die Arbeiten von U. Westphal bestätigt. Westphal arbeitet mit Monatsdaten und unterstellt bezüglich der Reaktionsverzögerungen eine lag-Verteilung vom Koyck-Typ. Als mittleren time-lag erhält Westphal einen Zeitraum von 2 1/2 Monaten.⁴ Es scheint uns daher angebracht, im folgenden mit statischen Ansätzen zu arbeiten.

Verwendet man als erklärende Variable den Diskontsatz d , den Kapitalmarktzins r und das Einlagevolumen E , so erhält man als OLSE der Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten

1 Vgl.: R. Teigen, Demand and Supply..., S. 489 Fußnote 20

2 Versuche, die Schätzungen durch Einführung der Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 zu verbessern, führten zu keiner nennenswerten Änderung der Ergebnisse; auch waren die Regressionskoeffizienten der Saisonvariablen überwiegend statistisch insignifikant.

3 Vlg.: H.G. Johnson, Monetary Theory, S. 21 ff.

4 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 124

$$(11) \quad F = -7,0502 + 0,2473d + 0,8180r + 0,0300E \\ (0,9086)(3,8383)(15,0249)$$

$$R = 0,9400 \quad DW = 1,4498$$

Festzustellen ist, daß die Varianz der Nachfrage F nach Refinanzierungskrediten mit Hilfe des obigen Ansatzes weitgehend erklärt werden kann. Auch läßt der numerische Wert des Durbin-Watson-Koeffizienten keine schwerwiegende Autokorrelation der latenten Variablen vermuten.

Auffallend ist das positive Vorzeichen des Regressionskoeffizienten des Diskontsatzes. Dies läßt sich als Bestätigung der Erwartungs-These interpretieren. Allerdings ist das Ergebnis mit einer gewissen Vorsicht zu betrachten, da der Koeffizient des Diskontsatzes statistisch nicht signifikant ist. Der entsprechende t-Wert ist jedoch auch nicht so klein, daß man dem Diskontsatz jede Bedeutung für die Erklärung der Nachfrage nach Refinanzierungskrediten absprechen könnte. Auf alle Fälle liegt die Vermutung nahe, daß die Diskontsatzpolitik der Bundesbank, zumindest während des Untersuchungszeitraumes, nicht in der Lage war, die Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten in der gewünschten Richtung zu beeinflussen.¹ Diskontsatzvariationen scheinen vielmehr in einer

¹ Zu den gleichen Ergebnissen kommen für die Periode von 1958 bis 1968 J. Siebke und M. Willms, a.a.O., S. 68: "Die empirische Analyse...zeigt, daß die starke Expansion der Zentralbankgeldmenge in der Periode der Erhöhung der Reservesätze allein von der Gold- und Devisenkomponente...getragen wurde. Der hiermit verbundene expansive Effekt der Ausdehnung der Basis auf die Geldmenge ist von der Bundesbank durch eine drastische Erhöhung der Mindestreservesätze kompensiert worden. Die gleichzeitig erfolgte restriktive Offenmarkt- und Diskontsatzpolitik hat dagegen kaum einen kontraktiven Einfluß gehabt. Während die Offenmarktpolitik die Geldbasis (Siebke und Willms gehen von der Definition B aus) zumindest geringfügig gesenkt hat, hat sich das Refinanzierungsvolumen bei der Bundesbank sogar erhöht. - In den Perioden der Senkung der Mindestreservesätze kann der Rückgang der Geldbasis überwiegend erklärt werden aus einer Reduzierung des Rediskontvolumens und einem Erwerb von Offenmarktstiteln durch die Geschäftsbanken. Ein derartiges Verhalten der Geschäftsbanken ist insofern überraschend, als im Rahmen der expansiven Geldpolitik ebenfalls der Diskontsatz und die Abgabesätze für Offenmarktpapiere gesenkt wurden."

Weise zu wirken, die dem Sinn und Zweck der Maßnahme genau entgegengerichtet ist.

In einem zweiten Ansatz haben wir die kurzfristige Kreditnachfrage K des Publikums als zusätzliche erklärende Variable verwendet, und zwar aus folgenden Gründen:

Wir haben oben erläutert, daß in der Bundesrepublik

- a) Direktkredite i.a. die rentabelsten Bankaktiva sind
- b) eine "tradition against borrowing" bisher nicht nachgewiesen werden konnte und
- c) der Diskontsatz grundsätzlich unter den Marktzinssätzen liegt.

Daraus folgt, daß das Bankensystem i.d.R. bestrebt sein wird, eine bestehende Kreditnachfrage des Publikums in gewissem Umfang auch dann zu befriedigen, wenn es sich das hierfür notwendige Zentralbankgeld im Wege der Verschuldung bei der Bundesbank beschaffen muß.¹ Es ist daher davon auszugehen, daß Steigerungen der Kreditnachfrage des Publikums cet. par. eine Erhöhung der Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten induzieren.²

Die Beschränkung auf die kurzfristige Komponente der Kreditnachfrage erfolgte, da

- a) das zu schätzende Modell ein kurzfristiges Modell ist und deshalb vornehmlich die kurzfristigen Veränderungen erfassen soll und
- b) Rediskont- bzw. Lombardkredite kurzfristige Kredite sind und folglich damit zu rechnen ist, daß sie hauptsächlich zwecks Abdeckung eines kurzfristigen Liquiditätsdefizites aufgenommen werden.

Verwendet man die Kreditnachfrage K als zusätzliche erklären-

1 Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 7

2 Hinsichtlich der Bedeutung der Möglichkeiten des Bankensystems, einen evtl. Zentralbankgeldbedarf durch Veräußerung von Liquiditätsanlagen zu decken, vgl. die Ausführungen am Ende dieses Kapitels.

de Variable, so ergibt sich die folgende OLS-Schätzung:

$$(12) \quad F = 8,1253 + 0,2124d + 0,7052r - 0,0014E + 0,1214K \\ (0,8844)(3,7039)(-0,1641)(3,6877)$$

$$R = 0,9547 \quad DW = 1,5742$$

Bemerkenswert an der Relation (12) ist:

- a) Das partielle Bestimmtheitsmaß für die Kreditnachfrage K ergibt einen Wert von 0,2389, d.h. ca. 24 v.H. der durch Ansatz (11) nicht "erklärten" Reststreuung können durch Einführung der Kreditnachfrage K "erklärt" werden. Wir schließen daraus, daß ein gewisser Teil des Zentralbankgeldbedarfs (-überschusses), der durch Änderungen der Kreditnachfrage K entsteht, durch Ver- bzw. Entschuldung bei der Bundesbank abgedeckt wird. Als Elastizität der Nachfrage F des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten in bezug auf die Kreditnachfrage K des Publikums errechnet sich ein Wert von 1,853. Unterstellt man dieses Ergebnis als "richtig", so bewirkt eine Veränderung der Kreditnachfrage K um 10 v.H. cet. par. eine gleichgerichtete Änderung der Nachfrage F nach Refinanzierungskrediten um ca. 18,5 v.H.
- b) Der Koeffizient des Einlagevolumens E ist im Gegensatz zu Ansatz (11) negativ und statistisch völlig insignifikant. Wir vermuten, daß diese Änderung folgendermaßen zu erklären ist:

Die Kreditnachfrage K wurde als erklärende Variable in Ansatz (12) aufgenommen, weil unsere theoretischen Überlegungen andeuteten, daß Steigerungen der Kreditnachfrage des Publikums cet. par. eine Erhöhung der Nachfrage des Bankensystems nach Zentralbankkrediten induzieren. Eingeräumte Kredite werden i.d.R. aber nur in relativ geringem Umfang in bar abgefordert. Der weit größere Teil verbleibt auf Depositionskonten in Form von Sicht- und Zeitdepositen.¹

¹ Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 7

Daraus folgt, daß eine Erhöhung bzw. Verminderung der Kreditnachfrage K cet. par. einhergeht mit einer entsprechenden Erhöhung bzw. Verminderung des Einlagevolumens E. Es ist daher denkbar, daß die von Änderungen der Kreditnachfrage der Nichtbanken ausgehenden Einflüsse auf die Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten, im Falle einer Vernachlässigung der Kreditnachfrage als erklärende Variable, teilweise dem OLS-Koeffizienten des Einlagevolumens zugeschlagen werden, so daß ein etwaiger, von Erhöhungen des Einlagevolumens ausgehender negativer Effekt kompensiert oder gar überkompensiert werden kann. Das negative Vorzeichen des Regressionskoeffizienten für das Einlagevolumen in Relation (12) ist daher einigermaßen plausibel.¹ Jedoch ist aus dem völlig insignifikanten Wert des Koeffizienten zu schließen, daß das Einlagevolumen für die Erklärung der Nachfrage F des Bankensystems nach Zentralbankkrediten von nur geringer Bedeutung ist.

Die "wichtigsten" erklärenden Variablen des Ansatzes (12) sind der Zinssatz r und die Kreditnachfrage K. Die (auf den Mittelwert bezogenen) Elastizitäten der Nachfrage nach Refinanzierungskrediten in bezug auf den Zinssatz r bzw. die Kreditnachfrage K betragen

$$\epsilon(F/r) = 1,384$$

$$\epsilon(F/K) = 1,853$$

Auffallend ist die mit ca. 1,4 relativ hohe Zinselastizität der Nachfrage F nach Refinanzierungskrediten. Dies deutet darauf hin, daß Profitgesichtspunkte für das Refinanzierungsverhalten der Geschäftsbanken von recht erheblicher Bedeutung sind. Insbesondere ist festzustellen, daß die Zinselastizität der Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Refinanzierungskrediten dem Betrage nach wesentlich größer ist, als diejenige der Nachfrage des Publikums nach Geld. Letzteres erscheint auch einigermaßen plausibel, da Banken - wie bereits erwähnt -

1 Zu beachten ist allerdings, daß die entsprechende 2SLSE(21) in Teil D Abschnitt 3.22. für den Koeffizienten des Einlagevolumens ein positives Vorzeichen liefert.

ihr Handeln fast ausschließlich an Rentabilitäts- und Liquiditätsgesichtspunkten orientieren. Die Literatur spricht in diesem Zusammenhang von dem "spitzen Bleistift" der Gelddisponenten der Banken.¹

Ein evtl. Zentralbankgeldbedarf kann, außer im Wege der Zentralbankverschuldung, auch durch Veräußerung von Liquiditätsanlagen gedeckt werden. Letzteres ist unter Rentabilitätsgesichtspunkten grundsätzlich vorteilhaft, solange die entsprechenden Refinanzierungskosten unter dem Diskontsatz der Bundesbank liegen. U. Westphal verwendet deshalb als erklärende Variable in der Nachfragerelation des Bankensystems für Refinanzierungskredite die Differenz ($r^L - d$) zwischen der durchschnittlichen Rendite für Liquiditätsanlagen r^L (repräsentiert durch den Abgabesatz der Bundesbank für Schatzwechsel mit einer Laufzeit von drei Monaten) und dem Diskontsatz d .²

Wir haben oben dargelegt, daß sich die Diskontsatzpolitik der Bundesbank während des Untersuchungszeitraumes im wesentlichen darauf beschränkte, die Höhe des Diskontsatzes an bereits eingetretene Änderungen des Zinsniveaus auf den Geldmärkten anzupassen. Dabei erfolgten die Maßnahmen der Bundesbank mit einem mittleren time-lag von zwei Monaten. D.h. größere Differenzen zwischen dem Diskontsatz und vergleichbaren Geldmarktsätzen bzw. den Abgabesätzen der Bundesbank für Offenmarktpapiere wurden relativ schnell ausgeglichen. Wir vermuten daher, daß der Variablen ($r^L - d$) bei Verwendung von Vierteljahresdaten keine große Bedeutung zukommt.

Etwas anderes könnte sich bei Verwendung von Monatsdaten ergeben. Aber auch für diesen Fall liefern die Berechnungen von U. Westphal statistisch insignifikante Regressionskoeffizienten.³ Dies mag u.a. durch folgende Umstände bedingt sein:⁴

1 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 124

2 Ebenda, S. 120 ff.

3 Ebenda, S. 124

4 Ebenda, S. 110

- Die Variable r^L repräsentiert die Rendite der Liquiditätsanlagen nur unzureichend. Vernachlässigt wird bspw. der Einfluß der Rendite der kurzfristigen Auslandsanlagen und - damit eng verbunden - die Bedeutung der Swapsatz-Politik der Bundesbank sowie die Auswirkungen des Nutzens, den das Kompensationsprivileg für die Geschäftsbanken darstellte.¹
- Darüber hinaus ist es denkbar, daß die Banken bei der Entscheidung über die Höhe der Zentralbankverschuldung gegenüber Zinsdifferenzen von der Größenordnung, wie sie während des Untersuchungszeitraumes zu beobachten waren, wenig reagibel sind.

Wegen der mangelhaften statistischen Qualität sowie der - zumindest bei Verwendung von Quartalsdaten - zu erwartenden geringen Bedeutung, haben wir auf die Erfassung der Variablen (r^L-d) verzichtet. Ein weiterer Grund ist darin zu sehen, daß unsere Schätzungen darauf hindeuten, daß sich das Bankensystem in gewissem Umfang entsprechend der Erwartungs-These verhält,² so daß auch unter diesem Gesichtspunkt kleinere Differenzen zwischen der Variablen r^L und dem Diskontsatz d von untergeordneter Bedeutung sein dürften.

In der Literatur wird z.T. die sog. Liquiditätsquote L/E als erklärende Variable in der Nachfragerelation des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten verwendet. Hinter einem derartigen Ansatz steckt die Vorstellung, daß³

- a) die Liquiditätsquote L/E ein geeigneter Indikator für die Liquiditätslage des Bankensystems ist und
- b) eine Anspannung der so definierten Liquiditätslage die Geschäftsbanken veranlaßt, sich vermehrt beim Zentralbankensystem zu verschulden.

1 Vgl. hierzu die Ausführungen in dem Kapitel: "Die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Liquiditätsanlagen"

2 Vgl. Relation (11) und (12) in diesem Kapitel

3 Die Deutsche Bundesbank hält die Liquiditätsquote für das entscheidende Maß der Liquiditätslage des Bankensystems

Ob diese Annahmen sonderlich sinnvoll sind, dürfte jedoch zweifelhaft sein:

- a) Zunächst einmal ist "...in Betracht zu ziehen, daß das gesamte Einlagevolumen als Basis...eine mehr oder weniger willkürliche Größe darstellt, und zwar schon deshalb, weil in ihm auch längerfristige Einlagen, insbesondere sämtliche Spareinlagen enthalten sind."¹
- b) Darüber hinaus ist zu beachten, daß entscheidend für die Höhe des Geldangebots bzw. der Nachfrage nach Zentralbankkrediten keinesfalls das Volumen der im Bankensystem tatsächlich vorhandenen Reserven ist, sondern höchstens die Differenz zwischen den verfügbaren und den gewünschten Reserven.²
- c) Von Bedeutung dürfte ferner sein, daß die Geschäftsbanken in der Bundesrepublik über das aus Liquiditätsgründen für notwendig erachtete Minimum hinaus zeitweilig erhebliche Bestände an Liquiditätsanlagen gehalten haben. Wir wollen - aus darstellungstechnischen Gründen - zunächst von einer Untersuchung der Motive, die das Bankensystem zu einem derartigen Verhalten veranlassen, verzichten. Eine nähere Begründung wird im Rahmen der Diskussion von "Modell II" gegeben. Die Gültigkeit der obigen Behauptung läßt sich jedoch verdeutlichen, wenn man die zeitliche Entwicklung der Liquiditätsanlagen, ausgedrückt als Anteile am Einlagevolumen, untersucht. Der Bestand an Liquiditätsanlagen, ins Verhältnis gesetzt zum Einlagevolumen, betrug im August 1966 bspw. 3,2 v.H., während er im Januar 1969 mit 9,6 v.H. wesentlich höher war.³ Daraus ist zu schließen, daß die Geschäftsbanken z.T. Liquiditätsanlagen halten, die sie aus Gründen der Liquiditätssicherung für nicht notwendig erachten.⁴ Dann ist es aber auch keineswegs zwingend, daß

1 Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank 1965, S. 52 f.

2 Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 141 - A.J. Meigs, a.a.O., S. 87

3 Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, März 1969, S. 7* und August 1969, S. 7*

4 Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 6

eine Zunahme (Abnahme) des numerischen Wertes der Liquiditätsquote L/E einhergeht mit einer Abnahme (Zunahme) der Zentralbankverschuldung. Es ist durchaus denkbar, daß die Geschäftsbanken - bei entsprechenden Zinsrelationen - ihre Liquiditätsanlagen aufstocken, ohne eine bestehende Zentralbankverschuldung abzubauen, oder den Erwerb von Liquiditätsanlagen sogar durch eine vermehrte Zentralbankverschuldung finanzieren. Auf diese Zusammenhänge weist auch die Deutsche Bundesbank hin, wenn sie im Hinblick auf die Situation gegen Ende des Jahres 1966 schreibt, daß die Kreditinstitute "...in der späten Phase der Liquidisierung dazu neigten, ihre Auslandsanlagen weiter aufzubauen, auch wenn sie dabei in Kauf nehmen mußten, daß eine relativ hohe Verschuldung gegenüber der Bundesbank weiter bestehen blieb."¹

Zusammenfassend wird man sagen können, daß die Verwendung der Liquiditätsquote L/E als Indikator für die Liquiditätslage des Bankensystems problematisch ist. Eine bessere Möglichkeit, die Liquiditätsausstattung des Bankensystems in statistisch operationaler Form zu erfassen, sehen jedoch auch wir nicht.²

Darüber hinaus ist zu der obigen Untersuchung kritisch folgendes zu sagen:

- a) Wir sind von der Nachfrage des gesamten Bankensystems nach Refinanzierungskrediten ausgegangen, d.h. wir haben das Aggregationsproblem vernachlässigt. Sofern das Refinanzierungsverhalten der einzelnen Geschäftsbanken unterschiedlich ist, werden die Schätzungen daher eine Verzerrung (Aggregations-bias) aufweisen, deren Ausmaß und Richtung unbekannt ist.

Eine nach Bankengruppen differenzierte Untersuchung der Verhaltensweisen der Geschäftsbanken bezüglich der Zentral-

1 Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank 1966, S. 40

2 Vgl. hierzu die Ausführungen am Ende des Kapitels: "Die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Liquiditätsanlagen"

bankverschuldung wurde kürzlich von V. Timmermann¹ vorgelegt. Timmermann kommt zu dem Ergebnis, daß die Refinanzierungsquoten² RF für die Gruppen

- alle Banken (RF₁₉₆₆ = 10,6)³
- Kreditbanken (RF₁₉₆₆ = 11,4)
- Großbanken (RF₁₉₆₆ = 9,2)
- Sparkassen (RF₁₉₆₆ = 4,8)

in erheblichem Umfang differieren. Unsere Schätzungen sind daher wegen des wahrscheinlich vorhandenen aber leider nicht quantifizierbaren Aggregations-bias mit einer gewissen Vorsicht zu interpretieren.

- b) Weiterhin ergibt sich aus den Untersuchungen von Timmermann, daß das Refinanzierungsverhalten der Banken in Phasen einer restriktiven Geldpolitik anders ist, als in Phasen einer expansiven Geldpolitik. Das Ergebnis läßt sich dahingehend zusammenfassen⁴, daß in Phasen einer restriktiven Geldpolitik das Bedarfsmotiv (gemessen durch den Quotienten L/E) das Profitmotiv (gemessen durch die Differenz zwischen dem Diskont- und dem Schatzwechselsatz) eindeutig dominiert, wohingegen i.a. Profitgesichtspunkte eine relativ größere Rolle spielen. Zu fordern wäre daher, getrennte Schätzungen für Phasen restriktiver sowie Phasen expansiver Geldpolitik zu berechnen. Wegen des mit einem derartigen Vorgehen verbundenen Verlustes an Freiheitsgraden haben wir jedoch auf die Berechnung getrennter Schätzungen verzichtet.

1 V. Timmermann, a.a.O., S. 328 ff.

2 Definiert als Kreditnahme bei der Zentralbank in v.H. der kurzfristigen Kredite an Nichtbanken.

3 Die Subskripte kennzeichnen die Jahre, für die die Refinanzierungsquote berechnet wurde.

4 V. Timmermann, a.a.O., S. 337 ff.

33. Die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Liquiditätsanlagen

Die Geschäftsbanken unterhalten aus Liquiditätsgründen stets gewisse Reservebestände an hochliquiden Aktiva, die im Bedarfsfall abgebaut bzw. aufgestockt werden.¹ Die Höhe dieser Reservebestände unterliegt ständigen Schwankungen, wobei die Zu- und Abflüsse i.d.R. recht unregelmäßig erfolgen und daher in ihrer Höhe und zeitlichen Verteilung nur sehr ungenau zu prognostizieren sind.² Die Geschäftsbanken sind deshalb bestrebt, immer eine gewisse sekundäre Liquiditätsreserve zu halten, und zwar in einer Höhe, die es ihnen erlaubt, auch nicht vorhergesehene Reserveabflüsse in einem gewissen Umfang abdecken zu können.³ Bei diesen sekundären Liquiditätsreserven handelt es sich - wie bereits erwähnt - in erheblichem Umfang um Geldmarktpapiere, die Gegenstand der Offenmarktpolitik der Bundesbank sind.⁴

Im Rahmen der Offenmarktpolitik - soweit sie zur Geldmarktregulierung eingesetzt wird⁵ - fixiert die Bundesbank autonom die Abgabe- und Ankaufsätze, zu denen sie bereit ist, bestimmte

1 Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 6 - D.R. Hodgman, Commercial Bank Loan and Investment Policy, Champaign, Ill. 1963, S. 44 ff. - K. Brunner und A.H. Meltzer, An Alternative Approach to the Monetary Mechanism, Subcommittee on Domestic Finance, Committee on Banking and Currency, House of Representatives (88th Congress, 2nd Sess. August 17) Washington D.C. 1964, S. 3 ff.

2 Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 31

3 Vgl.: H.G. Johnson, Recent Developments in Monetary Theory, in H.G. Johnson, Essays in Monetary Economics, London 1967, S. 97

4 Vgl.: E. Brehmer, a.a.O., S. 107 f. - H.J. Jarchow, Theoretische Studien zum Liquiditätsproblem (Kieler Studien 75), Tübingen 1966, S. 74 ff.

5 Seit August 1967 betreibt die Bundesbank auch Offenmarktpolitik auf dem Kapitalmarkt, indem sie Anleihen des Bundes und seiner Sondervermögen am offenen Markt zu den herrschenden Kursen kauft und verkauft. - Vgl.: Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank 1967, S. 17 und 50

Geldmarktpapiere an die Geschäftsbanken abzugeben bzw. von ihnen zurückzunehmen. Ob, bzw. in welchem Umfang, die Geschäftsbanken kaufen oder verkaufen, bleibt ihnen überlassen. Da Banken i.d.R. aber erwerbswirtschaftlich orientierte Unternehmen sind, ist zu erwarten, daß Änderungen der Abgabe- und Ankaufsätze die Banken cet. par. veranlassen, in verstärktem Umfang Geldmarkttitel zu kaufen bzw. zu verkaufen.¹ Gemäß der Theorie des Portfolio-Verhaltens hängt der Erfolg der Offenmarktpolitik darüber hinaus jedoch entscheidend von den übrigen Geld-, Kredit- und Kapitalmarktzinssätzen ab.² Es ist daher denkbar, daß es der Bundesbank nicht gelingt, die beabsichtigte Menge von Offenmarktpapieren zu den fixierten Sätzen zu kaufen oder zu verkaufen. Es ist im ungünstigsten Fall sogar möglich, daß die Geschäftsbanken trotz einer bspw. kontraktiven Offenmarktpolitik vermehrt Offenmarktpapiere an das Zentralbankensystem abgeben und dadurch den restriktiven Kurs der Bundesbank unterlaufen.³

Selbst wenn es der Bundesbank gelingt, die Nachfrage des Bankensektors nach Geldmarktpapieren in der gewünschten Richtung zu beeinflussen, so ist damit noch nicht gesagt, daß auch das Geldangebotsverhalten in der gewünschten Richtung beeinflußt wird. So vertritt bspw. Brehmer⁴ die Ansicht, daß Offenmarktoperationen der Bundesbank mit den Geschäftsbanken dann ohne Bedeutung für das Geldangebotsverhalten des Bankensystems sind, wenn sich die Kreditinstitute an den Offenmarkttransaktionen der Bundesbank nur beteiligen, um die Zusammensetzung ihrer Aktiva zu modifizieren, d.h. ohne den Gesamtbestand ihrer Liquiditätsreserven zu ändern.⁵ Ob diese Aussage

1 Vgl.: E. Brehmer, a.a.O., S. 175 f.

2 Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 104

3 Ebenda

4 E. Brehmer, a.a.O., S. 116

5 Als Bestätigung dieser Ansicht läßt sich die kreditpolitische Entwicklung während der Restriktionsperiode 1959/60 interpretieren. "...so wurden durch die sogenannte 'Blesing-Milliarde' nur 500 Mio. DM Zentralbankliquidität abgeschöpft, während für die restlichen 500 Mio. DM andere Mobilisierungspapiere zurückgegeben wurden. Unter Einschluß

in voller Allgemeinheit haltbar ist, bedarf einer näheren Überprüfung. Es sind folgende Zusammenhänge zu beachten:

Substituiert ein Kreditinstitut bspw. Zentralbankgeld, das es bisher in Form von 3-Monatsgeld auf dem Geldmarkt ausgeliehen hat, durch Offenmarktpapiere, so wird dem Geschäftsbankensystem in Höhe dieses Betrages Zentralbankgeld entzogen. Die Bank, die bisher dieses 3-Monatsgeld als Kredit erhielt, wird folglich bestrebt sein, ihren Zentralbankgeldbedarf durch Verschuldung bei anderen Geschäftsbanken zu decken. Gelingt dies nicht, so kann sie versuchen, sich bei der Bundesbank zu verschulden. Letzteres war - wie im vorigen Kapitel erläutert - während des Untersuchungszeitraumes jederzeit und ohne Schwierigkeiten möglich, da

- a) selbst ein relativ hoher Diskontsatz die Geschäftsbanken unter den institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik nicht von einer Verschuldung bei der Bundesbank abhalten kann und
- b) die Rediskontkontingente während des Untersuchungszeitraumes so großzügig bemessen waren, daß von ihrer Dimensionierung kein restriktiver Effekt ausgegangen sein dürfte.

Man wird folglich sagen können, daß "...die Zentralbankliquidität, die dem Bankensystem durch Verkäufe von Offenmarktpapieren entzogen wird,...ihm...an anderer Stelle zumindest teilweise wieder (zufließt)." ¹ Dieser Umstand dürfte u.a. auch verantwortlich sein für den in Restriktionsperioden charakteristischen Anstieg der Zentralbankverschuldung des Bankensystems.

Es ist somit tatsächlich denkbar, daß die Offenmarkttransaktionen des Zentralbankensystems mit Geschäftsbanken während

der vorhergehenden Monate seit Beginn der Restriktionsperiode im Okt. 1959 zeigte sich, daß die liquiditätsabschöpfende Wirkung der 'Blessing-Milliarde' durch die Rückgabe anderer Mobilisierungspapiere mehr als ausgeglichen wurde." Vgl.: W. Graebner, Direkte Kontrollen als Mittel der Geldpolitik (Forschungsberichte des Landes Nordrhein-Westfalen Nr. 1688), Köln 1966, S. 34

1 W. Graebner, a.a.O., S. 34

des Untersuchungszeitraumes im wesentlichen nur eine Umstrukturierung der Liquiditätsreserven des Bankensystems bewirkt haben.¹

Andere Auswirkungen können sich bei Offenmarktoperationen der Bundesbank mit Nichtbanken in Kapitalmarktpapieren ergeben; denn mit derartigen Transaktionen kann die Bundesbank cet. par. (d.h. hier vor allem bei gegebenen Zahlungssitten des Publikums) unmittelbar die Reserveposition des Geschäftsbankensektors und darüber hinaus mittelbar das Zinsniveau bzw. die Kursentwicklung auf dem Kapitalmarkt beeinflussen.²

Im folgenden seien die Bestimmungsfaktoren der Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen näher untersucht.

111. Theoretische Aspekte

Ausgangspunkt ist die Überlegung, daß die einzelnen Aktiv- und Passivpositionen der Geschäftsbanken zu einem großen Teil mehr oder weniger enge Substitute sind, deren Struktur, unter Berücksichtigung des Risikos, nach dem Prinzip der Gewinnmaximierung geplant wird.³ Daraus folgt u.a., daß die Nachfrage nach Liquiditätsanlagen nicht nur von der "eigenen" Verzinsung abhängt, sondern auch von der alternativer Anlageformen.

Als repräsentativ für die Verzinsung der Liquiditätsanlagen betrachten wir den Abgabesatz r^L der Bundesbank für Schatzwechsel mit einer Laufzeit bis zu drei Monaten. Es wird erwartet, daß mit steigendem Abgabesatz r^L die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Liquiditätsanlagen zunimmt.

Beachtet man, daß

- a) die Geschäftsbanken sich Zentralbankgeld - außer durch Veräußerung von Liquiditätsanlagen - auch im Wege der Zentralbankverschuldung sowie durch Kreditnahme auf den Geldmärk-

1 Ebenda, S. 35

2 Vgl. hierzu die Ausführungen in dem Kapitel: "Wirtschaftspolitische Schlußfolgerungen"

3 Vgl.: J. Siebke und M. Willms, a.a.O., S. 70 f.

ten beschaffen können, und daß

- b) der Geldmarkt für die Geschäftsbanken eine alternative Anlagemöglichkeit für nicht benötigtes Zentralbankgeld darstellt,

so scheint es sinnvoll, den Diskontsatz d und den Geldmarktzins r^G als zusätzliche erklärende Variable einzuführen. Als repräsentativ für den Geldmarktzins betrachten wir den Zinssatz für Dreimonatsgeld in Frankfurt.

Hinsichtlich der Bedeutung des Diskontsatzes ist folgendes zu sagen:

- a) Geht man von der "profit theory" aus, so ist zu erwarten, daß die Geschäftsbanken bei steigendem Diskontsatz aus Rentabilitätsgründen cet. par. bestrebt sind, ihre Rediskontkontingente bei der Bundesbank in geringerem Umfang auszunutzen und einen evtl. Zentralbankgeldbedarf verstärkt durch Abbau der Bestände an Liquiditätsanlagen zu decken. Allerdings ist zu beachten, daß ein steigender Diskontsatz auch die Kosten eines evtl. Liquiditätsdefizits erhöht. Es scheint daher sinnvoll anzunehmen, daß die Geschäftsbanken bei relativ hohen Diskontsätzen cet. par. einen höheren Mindestbestand an Liquiditätsreserven zur Sicherung ihrer Zahlungsfähigkeit zu halten wünschen als bei relativ niedrigen Diskontsätzen.¹ Analoge Überlegungen gelten bei Diskontsatzsenkungen.

Die Auswirkungen einer Änderung des Diskontsatzes auf die Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen hängt nach der "profit theory" somit u.a. von der relativen Bedeutung der beiden oben beschriebenen Effekte ab.

- b) Argumentiert man mit der "Erwartungs-These", so induzieren Erhöhungen des Diskontsatzes optimistische Konjunkturerwartungen, auf die die Geschäftsbanken cet. par. mit einem teilweisen Umtausch von Liquiditätsanlagen in Zentralbankgeld bzw. mit einer Einschränkung des Ankaufs von Liquiditäts-

¹ Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 34

tätsanlagen reagieren; denn das Bankensystem ist - wie oben erläutert - grundsätzlich bestrebt, die durch die Diskontsatzserhöhung induzierte Steigerung der Kreditnachfrage des Publikums zu befriedigen.

Nach der "Erwartungs-These" ist bei Diskontsatzserhöhungen daher cet. par. grundsätzlich mit einer Verminderung der Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen zu rechnen.

Hinsichtlich des Zinsniveaus auf den Geldmärkten ist zu erwarten, daß die Geschäftsbanken bei steigendem Zinsniveau tendenziell Liquiditätsanlagen durch Ausleihungen auf dem Geldmarkt substituieren bzw. die Veräußerung von Liquiditätsanlagen einer Inanspruchnahme des Geldmarktes vorziehen. Eine entgegengerichtete Reaktion wird eintreten, wenn das Zinsniveau auf den Geldmärkten sinkt. Wir vermuten daher, daß das Vorzeichen des Regressionskoeffizienten des Geldmarktsatzes in der Nachfragerelation für Liquiditätsanlagen negativ ist.¹

Versuche, den Verkaufssatz für Schatzwechsel r^L , den Diskontsatz d und den Geldmarktsatz r^G nebeneinander als erklärende Variable zu verwenden, führten - bedingt durch die außerordentlich hohe Multikollinearität zwischen den genannten Variablen - zu statistisch unbefriedigenden Ergebnissen.² Wir haben daher auf die Verwendung des Geldmarktsatzes sowie des Verkaufssatzes für Schatzwechsel verzichtet und nur den mit der Geltungsdauer gewogenen Diskontsatz d als erklärende Variable verwendet. In dem Regressionskoeffizienten der Variablen d kommt somit zumindest teilweise der Netto-Effekt des Einflusses der Variablen r^L , r^G und d auf die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Liquiditätsanlagen zum Ausdruck. Berücksichtigt man, daß Liquiditäts- und Kapitalmarktanlagen

1 Vgl.: J. Siebke und M. Willms, a.a.O., S. 71

2 Zum gleichen Ergebnis kommt U. Westphal, a.a.O., S. 100

bis zu einem gewissen Grad Substitute sind,¹ so liegt es nahe, den Kapitalmarktzins r als erklärende Variable in die Nachfrage relation für Liquiditätsanlagen einzuführen. Hinsichtlich des zu erwartenden Vorzeichens ist folgendes zu sagen:

Kapitalmarktpapiere² stellen zwar keine Liquiditätsanlagen im eigentlichen Sinne dar; in gewissem Umfang wird man sie jedoch zu den sekundären Liquiditätsreserven i.w.S. zählen müssen.³ Wie oben diskutiert, werden Liquiditätsreserven von den Geschäftsbanken gehalten, um bei einem plötzlich auftretenden Zentralbankgeldbedarf Illiquidität und/oder hohe Refinanzierungskosten zu vermeiden. Die wichtigste Eigenschaft, die Liquiditätsreserven aufweisen müssen, ist somit, daß sie jederzeit ohne größere Verluste in Zentralbankgeld umgewandelt werden können.⁴ Daneben spielen sicherlich auch Rentabilitätsüberlegungen eine Rolle, jedoch dürfte die Rentabilität der Papiere im Vergleich zu ihrem Liquiditätsgrad von zweitrangiger Bedeutung sein.⁵

Nun erleiden aber gerade festverzinsliche Papiere bei steigenden Zinssätzen vielfach Kursverluste. Es ist daher denkbar,

1 So schreibt bspw. W. Salomo, a.a.O., S. 20: "Kapitalmarktpapiere (können)...von der Bank durchaus die Funktion von Liquiditätsreserven zugewiesen bekommen. Andererseits ist es durchaus möglich, daß die Bank Aktiva, die sonst aus Gründen der Liquiditätssicherung gehalten werden - z.B. Anlagen in inländischen oder ausländischen Geldmarktpapieren -, zu Ertragszwecken erwirbt, weil es etwa an geeigneten Kapitalmarktpapieren mangelt." - Vgl. auch: J.L. Pierce, An Empirical Model of Commercial Bank Portfolio Management, In: Studies of Portfolio Behavior (Cowles Foundation, Monograph 20), New York 1967, S. 176

2 Zu den Kapitalmarktpapieren zählen: Anleihen und verzinsliche Schatzanweisungen öffentlicher Stellen, Bankschuldverschreibungen, Industrieobligationen und sonstige verzinsliche Schuldverschreibungen, Kassenobligationen, börsengängige Dividendenwerte, Investmentzertifikate sowie sonstige in- und ausländische Wertpapiere. - Vgl. z.B.: W. Salomo, a.a.O., S. 17 Fußnote 3

3 Vgl.: J.L. Pierce, a.a.O., S. 176

4 Ebenda, S. 173 - U. Westphal, a.a.O., S. 85 f

5 Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 17 ff

daß die Geschäftsbanken bei steigendem Zinsniveau auf den Kapitalmärkten

- a) den Erwerb von festverzinslichen Wertpapieren - zumindest soweit sie zur Liquiditätssicherung gedacht sind - cet. par. zunächst einschränken und statt dessen, bis sich das Zinsniveau stabilisiert hat,¹ vermehrt Liquiditätsanlagen i.S.d. Bundesbank erwerben sowie
- b) in gewissem Umfang festverzinsliche Wertpapiere durch Liquiditätsanlagen substituieren, um künftigen Kursverlusten auszuweichen.

Ein entgegengerichteter Effekt wird sich bei sinkendem Zinsniveau ergeben. Wir erwarten daher, daß der Regressionskoeffizient der Kapitalmarktzins-Variablen r in der Nachfragerelation für Liquiditätsanlagen ein positives Vorzeichen aufweist. Dieser Ansicht ist auch W. Salomo,² wenn er schreibt: "Das Kreditinstitut wird vermutlich seine Liquiditätsreserven erhöhen, wenn es in der Zukunft mit sinkenden Kursen der Wertpapiere rechnet. Andererseits wird es seine Reserven abbauen und Wertpapiere kaufen, wenn es steigende Kurse und damit Spekulationsgewinne erwartet." In dem Regressionskoeffizienten der Zins-Variablen r kommt somit weniger der direkte Einfluß einer Änderung des Zinsertrages zum Ausdruck, als vielmehr die Erwartungen der Banken hinsichtlich der Kursentwicklung der Kapitalmarktpapiere.

Grundsätzlich wird man, wie bereits erwähnt, davon ausgehen können, daß im Bereich des Geldangebots saisonale Einflüsse, die nicht durch die im Modell explizit enthaltenen Variablen erklärt werden, eine untergeordnete Rolle spielen, sofern das Modell korrekt spezifiziert ist. Hinsichtlich der Nachfrage nach Liquiditätsanlagen ergeben sich jedoch infolge des sog. "window dressing" gewisse Besonderheiten.

1 Ebenda - Vgl. auch: J. Tobin, Liquidity Preference as Behavior Towards Risk, The Review of Economic Studies, Vol. 25 (1958), S. 65 ff. Wiederabgedruckt in: Monetary Theory and Policy. Major Contributions to Contemporary Thought. Ed. with Introductions by R.S. Thorn, New York 1966, S. 184 ff

2 W. Salomo, a.a.O., S. 32 Fußnote 2

Unter "window dressing" versteht man die statistisch nachweisbare Tatsache, daß die Geschäftsbanken zum Jahresende ihre Bestände an Liquiditätsanlagen vermindern, um am Bilanzstichtag - wohl vornehmlich aus Gründen der Bilanzoptik - eine möglichst hohe Barliquidität ausweisen zu können.¹ Im neuen Jahr werden diese Transaktionen dann wieder rückgängig gemacht. Es liegt nahe, die Einflüsse des "window dressing" auf die Nachfrage nach Liquiditätsanlagen durch Definition von (0,1)-Saisonvariablen für das erste und das vierte Quartal zu erfassen. Ein derartiges Vorgehen ist in unserem speziellen Fall jedoch aus folgendem Grunde nicht sinnvoll:

In Teil D werden wir u.a. die Geldnachfrage und die Nachfrage nach Liquiditätsanlagen simultan mit Hilfe der 2SLSE schätzen. Folglich müssen grundsätzlich auch die entsprechenden reduzierten Formen berechnet werden. Da wir aber bei der Untersuchung der Geldnachfrage bereits Saisonvariable für die ersten drei Quartale definiert haben, würde die Einführung einer Saisonvariablen für das vierte Quartal in die Nachfragerelation für Liquiditätsanlagen dazu führen, daß die Beobachtungswertmatrizen der reduzierten Formen singulär werden. Wir versuchen im folgenden daher, die Einflüsse des "window dressing" durch Definition der Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 für die ersten drei Quartale zu erfassen. Dadurch wird die Nachfrage nach Liquiditätsanlagen, ähnlich wie diejenige nach Geld, auf das vierte Quartal normiert. Da die Bestände an Liquiditätsanlagen als Quartalsendwerte gemessen werden, und das "window dressing" zu Beginn des neuen Jahres wieder rückgängig gemacht wird, ist zu erwarten, daß die Regressionskoeffizienten der Saisonvariablen alle ein positives Vorzeichen aufweisen.

¹ Vgl.: Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank 1963, S. 48: "Größere Fluktuationen der kurzfristigen Auslandsanlagen beschränkten sich...auf die Zeit um die Jahreswende, da die Banken vor dem Jahresultimo aus bilanzoptischen Gründen, wie gewöhnlich, Teile ihrer ausländischen Liquiditätsreserven 'repatriierten', um am Bilanzstichtag eine hohe Barliquidität ausweisen zu können."

222. Die Ergebnisse der OLS-Schätzungen

In einem ersten Ansatz wurde versucht, die Nachfrage nach Liquiditätsanlagen durch den Kapitalmarktzins r , den Diskontsatz d sowie die Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 zu erklären. Es ergab sich die folgende OLS-Schätzung

$$(13) \quad L = 13,1623 - 0,0848S_1 - 0,3828S_2 + 0,3157S_3 + 2,1798r - 5,1650d \\ (-0,0503) (-0,2267) (0,1870) (1,9982) (-3,7072)$$

$$R = 0,5197$$

$$DW = 0,1499$$

Festzustellen ist, daß die Regressionskoeffizienten der erklärenden Variablen, mit Ausnahme derjenigen der Saisonvariablen S_1 und S_2 , das erwartete Vorzeichen aufweisen. Weiterhin sind die Koeffizienten der Variablen r und d bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 5 v.H. statistisch signifikant. Jedoch deutet der extrem niedrige Wert des Durbin-Watson-Koeffizienten auf eine starke positive Autokorrelation der latenten Variablen hin. Es ist daher zu erwarten, daß die Signifikanz der Regressionskoeffizienten in obigem Ansatz überschätzt wird.

Aus dem numerischen Wert des multiplen Korrelationskoeffizienten R ist zu schließen, daß nur rd. 25 v.H. der Varianz der Nachfrage nach Liquiditätsanlagen durch die obige Gleichung erklärt werden kann. Wegen der zu vermutenden starken Autokorrelation der latenten Variablen ist jedoch davon auszugehen, daß selbst dieser Wert mit ziemlicher Sicherheit noch überschätzt ist.

Die obige OLS-Schätzung der Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen muß als relativ unbefriedigend bezeichnet werden. Wir erweitern daher den Ansatz (13), indem wir das Einlagevolumen E als zusätzliche erklärende Variable einführen. Die Bedeutung des Einlagevolumens für die Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen ergibt sich aus folgender Überlegung:

Liquiditätsanlagen werden von den Geschäftsbanken vornehmlich als "liquidity buffer" gegen vorhergesehene und unvorhergesehene Zentralbankgeldabflüsse gehalten.¹ I.d.R. wird man davon ausgehen können, daß höhere Einlagen einhergehen mit größeren Transaktionen der Depositenkunden.² Es ist daher zu erwarten, daß die Geschäftsbanken bei steigendem Einlagevolumen cet. par. höhere Bestände an Liquiditätsanlagen zur Sicherung ihrer Liquidität zu halten wünschen. Diese Vermutung wird durch die folgende OLS-Schätzung der Nachfrage nach Liquiditätsanlagen bestätigt:

$$(14) \quad L = 9,2852 + 0,9540S_1 + 0,4979S_2 + 1,0178S_3 + 0,2452r - 2,6996d \\ (0,8283) \quad (0,4328) \quad (0,8868) \quad (0,3115) \quad (-2,6862) \\ + 0,0527E \\ (7,1140)$$

$$R = 0,8206$$

$$DW = 0,1632$$

In obigem Ansatz weisen sämtliche Regressionskoeffizienten das erwartete Vorzeichen auf. Das gilt auch für die Saisonvariablen S_1 und S_2 . Allerdings sind die Koeffizienten der Saisonvariablen sämtlich statistisch nicht signifikant.

Auffallend ist, daß auch der Koeffizient der Variablen r , im Gegensatz zu Relation (13), statistisch nicht signifikant ist.

Das partielle Bestimmtheitsmaß für das Einlagevolumen E ergibt einen Wert von 0,5525, d.h. ca. 55 v.H. der durch Ansatz (13) nicht "erklärten" Reststreuung können durch die Einführung des Einlagevolumens E "erklärt" werden. In Übereinstimmung hiermit ist der multiple Korrelationskoeffizient für (14) deutlich größer als für (13). Der Wert des letzteren für Relation (14) zeigt an, daß rd. 64 v.H. der Varianz der Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen durch den obigen

1 Vgl.: A.H. Meltzer, The Behavior of the French Money Supply: 1938-54, The Journal of Political Economy, Vol. 67 (1959), S. 278 - W. Salomo, a.a.O., S. 32

2 Vgl.: J.J. Polak and W.H. White, a.a.O., S. 423

Ansatz erklärt werden können. Allerdings hat sich der Durbin-Watson-Koeffizient durch die Einführung des Einlagevolumens als zusätzliche erklärende Variable so gut wie nicht geändert. Es ist daher zu erwarten, daß die latenten Variablen in (14) relativ stark autokorreliert sind, so daß - ähnlich wie in Relation (13) - auch hier die t-Werte und das Bestimmtheitsmaß wahrscheinlich überschätzt werden.

Für die (auf den Mittelwert bezogene) Elastizität der Nachfrage nach Liquiditätsanlagen in bezug auf das Einlagevolumen erhält man

$$\varepsilon(L/E) = 0,753$$

Der Wert des obigen Elastizitätskoeffizienten deutet darauf hin, daß Erhöhungen des Einlagevolumens "some economies of risk" bringen.¹ Wir schließen aus diesem Umstand, daß die beobachtete Zunahme des Einlagevolumens vornehmlich auf eine Erhöhung der Zahl der Depositenkunden zurückzuführen ist, und zwar aus folgendem Grund: Erhöhungen des Einlagevolumens können resultieren aus

- a) einer betragsmäßigen Erhöhung der von den einzelnen Einlegern gehaltenen Einlagen und/oder
- b) einer Zunahme der Anzahl der Einleger

Mit wachsender Zahl der Einleger steigt cet. par. (d.h. hier insbesondere bei konstanter Einlagenhöhe und -struktur) die Wahrscheinlichkeit, daß sich die Depositenbewegungen stärker kompensieren und folglich der Bedarf an Liquiditätsreserven nur unterproportional zum Einlagevolumen zunimmt. Es ist daher davon auszugehen, daß die Banken mit steigender Zahl der Depositenkunden cet. par. einen relativ geringeren Bestand an freiwilligen Liquiditätsreserven zur Sicherung ihrer Zahlungsfähigkeit zu halten wünschen.²

In einem weiteren Ansatz haben wir die kurzfristigen Kredite K

1 Vgl.: J.L. Pierce, a.a.O., S. 175

2 Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 33 Fußnote 1

als zusätzliche erklärende Variable eingeführt. Die Kreditnachfrage dürfte aus folgenden Gründen für die Erklärung der Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen von Bedeutung sein:

- a) Wir haben bereits im Rahmen der Diskussion der Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten erwähnt, daß die Geschäftsbanken auch über den aus Liquiditätsgründen für notwendig erachteten Mindestbestand hinaus z.T. erhebliche Bestände an Liquiditätsanlagen gehalten haben. Berücksichtigt man, daß Liquiditätsanlagen eine nur geringe Verzinsung abwerfen, Kredite hingegen i.a. die rentabelsten Bankaktiva darstellen, so ist zu erwarten, daß die Kreditinstitute bei entsprechender Kreditnachfrage diejenigen Bestände an Liquiditätsanlagen, die sie nicht zur Liquiditätssicherung benötigen, teilweise in Zentralbankgeld umtauschen, um die Kreditnachfrage des Publikums befriedigen zu können.
- b) Weiterhin scheint es sinnvoll anzunehmen, daß die Kreditinstitute bestrebt sind, ihren "guten Kunden" gegenüber ein verhältnismäßig elastisches Kreditangebot aufrecht zu erhalten.¹ Die entsprechenden Zentralbankgeldabflüsse werden, sofern dies aus Rentabilitäts- und Liquiditätsgründen sinnvoll ist, sicherlich teilweise durch Veräußerung von Liquiditätsanlagen finanziert werden.

Wir haben - ähnlich wie bei der Untersuchung des Refinanzierungsverhaltens des Bankensystems - nur die kurzfristige Komponente der Kreditnachfrage als erklärende Variable verwendet, da

- a) das zugrunde liegende Modell ein kurzfristiges Modell ist und folglich vornehmlich die kurzfristigen Veränderungen erfassen soll und
- b) anzunehmen ist, daß sich das "weitgehend elastische" Kreditangebot der Banken gegenüber "guten Kunden" vornehmlich auf das kurzfristige Geschäft beschränkt.

¹ Vgl.: S.M. Goldfeld, a.a.O., S. 37 ff

Als OLSE des den obigen Überlegungen entsprechenden Ansatzes erhält man

$$(15) \quad L = 15,6935 + 1,7834 S_1 + 2,0355 S_2 + 2,1606 S_3 \\ (3,6241) \quad (4,0671) \quad (4,3762) \\ + 0,9085 r - 2,3226 d + 0,2663 E - 0,8200 K \\ (2,6939) \quad (-5,4535) \quad (16,7616) \quad (-13,7131)$$

$$R = 0,9707$$

$$DW = 0,5967$$

Festzustellen ist, daß sämtliche Regressionskoeffizienten das erwartete Vorzeichen aufweisen und bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 5 v.H. statistisch signifikant sind. Der numerische Wert des multiplen Korrelationskoeffizienten R deutet darauf hin, daß die Varianz der Nachfrage nach Liquiditätsanlagen durch obigen Ansatz so gut wie vollständig erklärt werden kann. Allerdings weist auch hier der Durbin-Watson-Koeffizient auf eine erhebliche positive Autokorrelation der latenten Variablen hin. Es ist daher anzunehmen, daß sowohl die Signifikanz der geschätzten Koeffizienten als auch die Bestimmtheit der Regression überschätzt wird.

Das partielle Bestimmtheitsmaß für die Kreditnachfrage K ergibt einen Wert von 0,7307, d.h. ca. 73 v.H. der durch Ansatz (14) nicht "erklärten" Reststreuung können durch die Einführung der Kreditnachfrage K "erklärt" werden. Wir schließen aus diesem Umstand sowie dem numerischen Wert des entsprechenden Regressionskoeffizienten von -0,8200,¹ daß ein erheblicher

1 Es scheint jedoch fraglich, ob dieser dem Betrage nach relativ große Regressionskoeffizient der Realität entspricht. Es könnte sein, daß das Ergebnis statistisch bedingt ist, da sowohl das Einlagevolumen E als auch die Kreditnachfrage K endogene Variable darstellen, die nicht unabhängig voneinander sind. Denn eingeräumte Kredite werden i.d.R. nur in relativ geringem Umfang in bar abgefordert, der weit größere Teil verbleibt auf Depositenkonten in Form von Sicht- und Zeitdepositen. Folglich ist zu erwarten, daß eine Erhöhung bzw. Verminderung der Kreditnachfrage cet. par. einhergeht mit einer entsprechenden Veränderung des Einlagevolumens E. Es ist daher denkbar, daß die Regressionskoeffizienten der Variablen K und E eine Verzerrung aufweisen, die bewirkt, daß die Koeffizienten betragsmäßig überschätzt werden.

Teil des Zentralbankgeldbedarfs (-überschusses), der durch Änderungen der Kreditnachfrage des Publikums entsteht, durch eine Aufstockung (Verminderung) der vom Bankensystem gehaltenen Reservebestände an Liquiditätsanlagen abgedeckt wird.

Vergleicht man die Relationen (14) und (15), so fällt auf, daß die Werte der Regressionskoeffizienten der Variablen r und E recht unterschiedlich sind. Dies dürfte zumindest teilweise in folgenden Umständen begründet sein:

- a) Die Kreditnachfrage K ist bis zu einem gewissen Grade zinselastisch. Es ist daher davon auszugehen, daß bei einer Vernachlässigung der Kreditnachfrage als erklärende Variable diejenigen Auswirkungen auf die Nachfrage nach Liquiditätsanlagen, die durch zinsinduzierte Änderungen der Kreditnachfrage hervorgerufen werden, teilweise in dem Regressionskoeffizienten der Zinsvariablen r miteingerechnet werden. Da anzunehmen ist, daß ein steigender Soll-Zins *cet. par.* zu einer Verminderung der Kreditnachfrage des Publikums führt, eine verminderte Kreditnachfrage ihrerseits aber *cet. par.* eine vermehrte Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen induziert, ist zu erwarten, daß eine Vernachlässigung der Kreditnachfrage K als erklärende Variable in der Nachfragerelation für Liquiditätsanlagen dem Betrage nach eine Verminderung des numerischen Wertes des Regressionskoeffizienten der Zinsvariablen r bewirkt.
- b) Die Entwicklung der Kreditnachfrage K und des Einlagevolumens E verlief während des Untersuchungszeitraumes zeitlich relativ parallel.¹ Bezüglich des Regressionskoeffizienten des Einlagevolumens ist daher eine negative Verzerrung zu erwarten, wenn die Kreditnachfrage als erklärende Variable vernachlässigt wird; denn ein steigendes (sinkendes) Einlagevolumen induziert - wie oben erläutert - ein Steigen (Sinken) der Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen. Der Einfluß der Variablen K hingegen ist gegenläufig.

¹ Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 7

Der Durbin-Watson-Koeffizient in Ansatz (15) ist zwar deutlich höher als in den Ansätzen (13) und (14), allerdings ist er mit 0,5967 immer noch extrem niedrig. Es ist daher eine relativ starke positive Autokorrelation der latenten Variablen zu vermuten. Dies mag z.T. daran liegen, daß die Nachfrage nach Liquiditätsanlagen von einer Vielzahl von Faktoren beeinflusst wird, die in obigem Ansatz nicht erfaßt sind.¹ Zu denken ist hier vor allem an die Einflüsse eines etwaigen Zinsgefälles zum Ausland und, damit eng verbunden, an die Bedeutung der Swapsatzpolitik der Bundesbank. Ein weiteres Problem ergibt sich daraus, daß die Kreditinstitute von Mai 1961 bis Ende 1966 aufgrund des sog. "Kompensationsprivilegs" ermächtigt waren "...bei der Berechnung ihrer mindestreservepflichtigen Verbindlichkeiten gegenüber Devisenausländern einen Betrag in Höhe der von ihnen bei Banken im Ausland unterhaltenen Guthaben und ihrer ausländischen Geldmarktanlagen abzusetzen."² Diese mögliche Kompensation von mindestreservepflichtigen Auslandsverbindlichkeiten durch Auslandsaktiva erhöhte natürlich die Attraktivität von Auslandsanlagen.³ Außerdem ist zu beachten, daß der Markt für Liquiditätsanlagen während des Untersuchungszeitraumes von der Bundesbank zeitweilig in gewissem Umfang außer Funktion gesetzt wurde, indem sie zu den von ihr festgelegten Sätzen keine Papiere verkaufte.⁴ Darüber hinaus spielen weitgehend irrationale und daher kaum quantifizierbare Faktoren, wie Wechselkurs- und Aufwertungserwartungen, eine recht erhebliche Rolle.⁵

Die statistischen Ergebnisse lassen sich verbessern, wenn man - einem Vorschlag von U. Westphal⁶ folgend - den Reservezufluß U als zusätzliche erklärende Variable einführt. Letzterer ist

1 Vgl.: J. Siebke und M. Willms, a.a.O., S. 72

2 Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank 1961, S. 7

3 U. Westphal, a.a.O., S. 99

4 Vgl.: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Jg. 21 (1969), Nr. 2, S. 11

5 Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 124 Fußnote 3

6 Vgl.: U. Westphal, a.a.O., S. 107

definiert als Summe aus

- der Abnahme des Bargeldumlaufs
- der Abnahme der Netto-Guthaben der Nichtbanken bei der Bundesbank
- der Zunahme der Netto-Devisenreserven der Bundesbank und der kurzfristigen Auslandsanlagen der Kreditinstitute
- den Offenmarktoperationen der Nichtbanken auf der Grundlage von langfristigen Wertpapieren sowie
- den Verrechnungen und sonstigen Vorgängen

multipliziert mit der Differenz ($1 -$ durchschnittlicher Mindestreservesatz) und korrigiert um die durch Senkungen (Erhöhungen) des durchschnittlichen Mindestreservesatzes freigesetzten (gebundenen) Beträge.

Berechnungsgrundlage ist die von der Bundesbank monatlich veröffentlichte Tabelle "Zur Entwicklung der Bankenliquidität". Letztere wurde im Jahre 1965 umgestellt und in den Monatswerten zurückgeführt bis zum Jahre 1963. Eine Verknüpfung mit der in früheren Jahren veröffentlichten Statistik der Bundesbank ist jedoch nicht möglich.¹ Wir haben deshalb versuchsweise eine Regression für die Jahre 1963 bis 1968 berechnet, in der der Reservezufluß U als zusätzliche erklärende Variable verwendet wurde. Dabei ergab sich ein statistisch signifikanter Regressionskoeffizient und darüber hinaus ein im Vergleich zu Relation (15) erheblich größerer Durbin-Watson-Koeffizient, der auf eine wesentliche Verminderung der Autokorrelation hindeutete.

Wir interpretieren das obige Ergebnis dahingehend, daß die Geschäftsbanken freies Zentralbankgeld, das sie mangelsentsprechender Kreditnachfrage nicht zum Erwerb von hochverzinslichen (aber wenig liquiden) Aktiva verwenden können bzw. verwenden wollen, zeitweilig in Form von Liquiditätspapieren anlegen. Es erscheint daher wünschenswert, die Nachfragerelation für

1 Ebenda

Liquiditätsanlagen durch eine Variable zu ergänzen, die die Reservezuflüsse charakterisiert. Mangels entsprechender Daten haben wir die geschilderten Zusammenhänge jedoch vernachlässigen müssen.

Die Autokorrelation der latenten Variablen läßt sich vermindern, wenn man die um eine Periode verzögerte Nachfrage nach Liquiditätsanlagen zusätzlich als erklärende Variable einführt.¹ Dies impliziert die Annahme eines Portfolio-Anpassungsprozesses mit geometrischer lag-Verteilung. Die Hypothese eines Anpassungsprozesses mit Reaktionsverzögerungen, die sich noch in Vierteljahresdaten niederschlagen, ist jedoch - wie bereits erwähnt - äußerst problematisch; denn gerade im Bankensektor sind zeitlich schnelle Entscheidungen bei Datenänderungen zu erwarten. Die Einführung der um eine Periode verzögerten Nachfrage nach Liquiditätsanlagen als zusätzliche erklärende Variable erscheint daher wenig sinnvoll.

Sind die latenten Variablen in (15) tatsächlich stark positiv autokorreliert, so ist zu vermuten, daß die t-Werte der Regressionskoeffizienten sowie die Bestimmtheit der Regression überschätzt werden. Um eine Vorstellung von dem Ausmaß dieser Überschätzung zu gewinnen, haben wir unterstellt, daß der die latenten Variablen erzeugende Prozeß durch einen Yule-Walker-Prozeß hinreichend approximiert werden kann. Als OLSE des entsprechend transformierten Modells erhält man

$$(16) \quad \hat{L} = 10,464\hat{z} + 3,4770\hat{s}_1 + 2,0867\hat{s}_2 + 2,2394\hat{s}_3 \\ + 0,2785\hat{r} - 1,5762\hat{d} + 0,2489\hat{E} - 0,7345\hat{K} \\ (0,4852)(-2,7868)(9,6315)(-7,1571)$$

$$R = 0,9249$$

$$DW = 1,8732$$

Wie zu erwarten, sind die t-Werte und der Wert des multiplen Korrelationskoeffizienten kleiner geworden. Die Verminderung der t-Werte ist sogar recht erheblich, sie beträgt teilweise 50 v.H. und mehr. Der Durbin-Watson-Koeffizient hat eine

¹ Vgl. hierzu die Ausführungen bei J. Siebke und M. Willms, a.a.O., S. 72 f

Größenordnung, die vermuten läßt, daß die Autokorrelation der latenten Variablen durch die autoregressive Transformation weitgehend beseitigt ist.

Auffallend an der obigen Schätzung ist, daß sich der Koeffizient der Zins-Variablen r im Vergleich zu Ansatz (15) erheblich geändert hat, und daß er im transformierten Modell - ähnlich wie in Ansatz (14) - statistisch insignifikant ist. Wir vermuten daher, daß die Zins-Variable r für die Erklärung der Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen von relativ geringer Bedeutung ist. Dies ist auch einigermaßen plausibel, da sich die Auswirkungen von Variationen des Kapitalmarktzinses r auf die Nachfrage nach Liquiditätsanlagen vornehmlich als Folge einer Substitution zwischen Kapitalmarkt- und Geldmarktpapieren ergeben. Da derartigen Substitutionen - u.a. wegen des unterschiedlichen Liquiditätsgrades der Anlageformen - verhältnismäßig enge Grenzen gesetzt sind, ist zu erwarten, daß von Änderungen der Zins-Variablen r nur relativ unbedeutende Einflüsse auf die Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen ausgehen.

44. Beschreibung des Geldangebot-Modells

Kehren wir nunmehr zum Ausgangspunkt unserer Überlegungen, nämlich der Erklärung des Geldangebotsverhaltens des Geschäftsbankensektors, zurück.¹

Gemäß (10) gilt

$$(10) \quad M_1^* = mB_1 - m(L^* - F^*)$$

Dafür können wir unter Verwendung der Ergebnisse der letzten beiden Kapitel schreiben

$$(17) \quad M_1^* = mB_1 - m f(E, r, d, K)$$

¹ Vgl. zum folgenden: U. Westphal, a.a.O., S. 120 ff. - R. Teigen, Demand and Supply..., S. 478 ff.

Geht man mit R. Teigen und U. Westphal von der sicherlich nicht unproblematischen,¹ - in der Literatur aber üblichen - Annahme² aus, daß die Funktion $f(E, r, d, K)$ homogen vom Grade eins ist in bezug auf das Einlagevolumen, so folgt aus (17)

$$(18) \quad M_1^* = mB_1 - mE f(r, d, K)$$

Gemäß (3) und (7) gilt

$$E = (1+t+s)D$$

$$E = \frac{1+t+s}{1+c} M_1$$

$$(19) \quad E =: eM_1$$

Unter Beachtung dieser Beziehung folgt aus (18)

$$M_1^* = mB_1 - meM_1^* f(r, d, K)$$

$$(20) \quad \frac{M_1^*}{mB_1} = \frac{1}{1+v f(r, d, K)}$$

wobei $v=me$ den sog. Einlagenmultiplikator bezeichnet.

Der Quotient $\frac{M_1^*}{mB_1}$ kann als der vom Bankensystem gewünschte

Auslastungsgrad des Geldschöpfungspotentials verstanden werden, welches den Geschäftsbanken ohne Rückgriff auf Zentralbankkredite zur Verfügung steht.³

Um ein lineares Modell zu erhalten, approximieren wir (20)

1 Vgl. hierzu die Untersuchungen zur Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen sowie nach Refinanzierungskrediten in den beiden vorstehenden Kapiteln, die weder für die Nachfrage nach Liquiditätsanlagen noch für diejenige nach Refinanzierungskrediten auf eine hinsichtlich des Einlagevolumens E linear homogene Relation hindeuten.

2 Vgl. hierzu bspw.: A.J. Meigs, a.a.O., S. 43 - F. de Leeuw, a.a.O., S. 471 f. und 510 f. - G.R. Morrison, a.a.O., S. 18 - U. Westphal, a.a.O., S. 100, 120 und 128 - Eine sinnvolle Begründung der Homogenitäts-Annahme findet sich in keiner der genannten Arbeiten.

3 U. Westphal, a.a.O., S. 128

durch¹

$$(21) \quad X^* = \theta_0 - \theta_1 v f(r, d, K)$$

mit $X^* = \frac{M_1^*}{mB_1}$, wobei zu erwarten ist, daß der numerische Wert des Regressionskoeffizienten θ_0 in der Größenordnung von 1 liegt.²

Das oben dargestellte Modell entspricht im wesentlichen einem von R. Teigen für die USA konzipierten Modell.³ Unterschiede ergeben sich insofern, als Teigen auf die Verwendung des Einlagenmultiplikators v und der Kreditnachfrage K als erklärende Variable verzichtet. Darüber hinaus verwendet Teigen die Variablen r und d nicht als selbständige Variable; Teigen arbeitet vielmehr mit der Differenz $(r-d)$. Der Teigen-Ansatz läßt sich daher in folgender Form schreiben⁴

$$(22) \quad \frac{M_1^*}{mB_1} = f(r-d)$$

Im folgenden werden wir untersuchen, inwieweit sich die Ansätze (21) bzw. (22) zur Erklärung des Geldangebotsverhaltens des Bankensystems in der Bundesrepublik eignen.

55. Die Ergebnisse der empirischen Schätzungen

Es wurde eine Vielzahl von unterschiedlichen Ansätzen zur "Erklärung" des Auslastungsgrades X durchgerechnet. Befriedigende Resultate ergaben sich jedoch in keinem Falle. Die errechneten Regressionskoeffizienten waren fast ausnahmslos statistisch insignifikant, die multiplen Korrelationskoeffizienten zeigten an, daß nur ein geringer Teil der Varianz des Auslastungsgrades X durch die Ansätze "erklärt" werden konnte -

1 Ebenda

2 Ebenda

3 R. Teigen, Demand and Supply..., S. 478 ff

4 Ebenda, S. 489

i.d.R. weniger als 25 % - und die Durbin-Watson-Koeffizienten wiesen auf eine außerordentlich hohe Autokorrelation der latenten Variablen hin. Die relativ besten Ergebnisse ergaben sich, sofern man die Variablen r und d nicht als selbständige erklärende Variable verwendete, sondern mit der Differenz (r-d) arbeitete.¹

Im folgenden seien zunächst die OLS-Schätzungen für den Auslastungsgrad X wiedergegeben, die dem Ansatz von R. Teigen entsprechen, d.h. wir verzichten auf eine Berücksichtigung des Einlagenmultiplikators v.

$$(23) \quad X = 0,8282 - 0,0136S_1 - 0,0045S_2 - 0,0184S_3 + 0,0136(r-d) \\ (-0,4088) (-0,1337) (-0,5492) (0,6286)$$

$$R = 0,1301 \quad DW = 0,2742$$

Verwendet man die Kreditnachfrage K als zusätzliche erklärende Variable, so erhält man

$$(24) \quad X = 0,8067 - 0,0106S_1 + 0,0019S_2 - 0,0169S_3 \\ (-0,3158) (0,0546) (-0,5060)$$

$$+ 0,0071(r-d) + 0,0008K \\ (0,3149) (1,0535)$$

$$R = 0,3055 \quad DW = 0,3282$$

Berücksichtigt man die Bedeutung des Einlagenmultiplikators v, so ergibt sich für die den Ansätzen (23) und (24) analogen OLS-Schätzungen

$$(23a) \quad X = 0,9513 - 0,0123S_1 - 0,0039S_2 - 0,0170S_3 \\ (-0,3680) (-0,1175) (-0,5100)$$

$$- 0,0443v + 0,0067v(r-d) \\ (-1,2341) (0,9296)$$

$$R = 0,2143 \quad DW = 0,2478$$

¹ Dies entspricht der Vorgehensweise von R. Teigen

sowie bei Verwendung der Kreditnachfrage K als zusätzliche erklärende Variable

$$(24a) \quad X = 0,9901 + 0,0253S_1 + 0,0064S_2 - 0,0041S_3 \\ (0,7911) \quad (0,2127) \quad (-0,1371)$$

$$-0,1024v + 0,0038v(r-d) + 0,0037K \\ (-2,7873) \quad (0,5684) \quad (3,3127)$$

$$R = 0,5974$$

$$DW = 0,6618$$

Insgesamt betrachtet müssen die statistischen Ergebnisse als außerordentlich unbefriedigend angesehen werden. Dies steht im Gegensatz zu den von R. Teigen für die USA durchgeführten Untersuchungen.¹ Teigen kommt zu dem Schluß, daß ein Modell der obigen Art das Geldangebotsverhalten des Geschäftsbankensektors in den USA relativ gut erklärt. Im folgenden werden wir daher versuchen, die wesentlichen Gründe für diese unterschiedlichen Ergebnisse herauszuarbeiten.² Dabei wird sich zeigen, daß diese Gründe vornehmlich in der unterschiedlichen institutionellen Ausgestaltung des deutschen und des amerikanischen Bankensystems zu suchen sind. Auf dieser Analyse aufbauend, werden wir dann versuchen, ein Modell zu spezifizieren, das den institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik besser angepaßt ist.

Geschätzt wurde der vom Bankensystem gewünschte Auslastungsgrad X^* des Geldschöpfungspotentials. Dieser gewünschte Auslastungsgrad war definiert als Quotient aus der Geldmenge M_1^* , die der Geschäftsbankensektor anzubieten wünscht und der fiktiven Geldmenge mB_1 , die bei gegebenen Anlageverhalten des

1 R. Teigen, Demand and Supply..., S. 488 ff

2 Auf eine nähere Diskussion der Relationen (23), (24), (23a) und (24a) sei wegen der geringen statistischen Qualität verzichtet. - Etwas bessere Ergebnisse ergeben sich bei Verwendung von Monatsdaten und Annahme eines Anpassungsprozesses mit Reaktionsverzögerungen, die durch eine geometrische lag-Verteilung beschrieben werden können. - Vgl. hierzu: U. Westphal, a.a.O., S. 131

Publikums und gegebenen Reservesätzen theoretisch von dem Geschäftsbankensektor maximal angeboten werden kann, ohne eine Zentralbankverschuldung eingehen zu müssen.

$$(25) \quad X^* = \frac{M_1^*}{mB_1}$$

Wie bereits erwähnt, sind hinsichtlich des Geldangebotsverhaltens der Banken Anpassungsprozesse mit Reaktionsverzögerungen, die sich noch in Vierteljahresdaten niederschlagen, nicht zu erwarten. Es ist daher davon auszugehen, daß der gewünschte Auslastungsgrad in (25) gleich dem tatsächlichen Auslastungsgrad ist.

Ein Ansatz der Form (21) scheint jedoch - wie ein Blick auf Relation (17) zeigt - nur dann sinnvoll zu sein, wenn angenommen werden kann, daß eine Zunahme der monetären Basis B_1 um ΔB_1 cet. par.¹ eine Vergrößerung der Geldmenge, die der Geschäftsbankensektor anzubieten wünscht, um $m\Delta B_1$ bewirkt. Eine Annahme, die - zumindest unter den institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik - recht zweifelhaft sein dürfte. Dies sei im folgenden näher begründet:

Einerseits werfen Kredite an Nichtbanken im Vergleich zu anderen Bankaktiva i.a. die höchsten Zinserträge ab und andererseits kann das Bankensystem in der Bundesrepublik davon ausgehen, daß es sich jederzeit Zentralbankgeld durch Veräußerung von Geldmarktpapieren an die Bundesbank bzw. durch Repatriierung von Auslandsanlagen beschaffen kann. Folglich wird es bestrebt sein, die Kreditnachfrage des Nichtbankensektors solange zu erfüllen, bis der Bestand an Liquiditätsanlagen soweit vermindert ist, daß er dem aus Liquiditätsgründen für notwendig erachteten Mindestbestand entspricht.² Man wird daher an-

1 D.h. insbesondere bei gegebenen Diskont- und Zinssätzen sowie bei gegebener Kreditnachfrage des Publikums.

2 Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 6: "(Infolge der Kreditschöpfung) entstehen zusätzliche Sichteinlagen, und es kommt i.d.R. auch zu stärkeren Notenabzügen, wodurch das Zentralbankguthaben des Banksystems abnimmt, während die Vermehrung der Sichteinlagen bei gegebenem Pflichtreservesatz sogar eine Vergrößerung dieses Guthabens erfordert. Das Ban-

nehmen können, daß das Bankensystem die Kreditnachfrage des Nichtbankensektors solange erfüllt und damit Geldschöpfung betreibt, wie es über das erforderliche Zentralbankgeld verfügt bzw. sich beschaffen kann. Hingegen wird umgekehrt ein Bestand an frei verfügbarem Zentralbankgeld, bzw. die Möglichkeit, sich solches zu beschaffen, bei befriedigter Kreditnachfrage des Publikums cet. par. nicht zu einer multiplen Kreditschöpfung führen.¹ Mangels entsprechender Nachfrage nach Krediten werden die übrigen Bankaktiva erhöht und/oder Schulden bei der Bundesbank abgetragen.² In dem Umfang, in dem sich die vom Bankensystem nachgefragten Aktiva in Händen des Publikums befinden, bietet das Bankensystem Geld an. Zu denken ist hierbei vornehmlich an den Erwerb von Aktien und Kapitalmarktpapieren. Jedoch sind derartigen Transaktionen Grenzen gesetzt:

- a) Der Ankauf von Aktien in größerem Umfang scheidet wegen des mit dieser Anlageart verbundenen erheblichen Kursrisikos aus.³ In England und Amerika ist den Banken der Erwerb von

kensystem verschafft sich die nötige Kasse entweder durch Repatriierung von Auslandsgeldern oder Veräußerung von Geldmarktpapieren an die Zentralbank oder Rediskontierung von Wechseln, wobei die Methode gewählt wird, die ihm am profitabelsten erscheint. Es ist also nicht so, daß das System zunächst zusätzliche Kasse haben muß, wenn Kreditexpansion eintreten soll, wie es nach der orthodoxen Darstellung der Fall wäre, sondern das Banksystem treibt Kreditexpansion, weil es liquide Überschußreserven hat, und besorgt sich die erforderliche Kasse nach der Kreditexpansion".

1 Ebenda, S. 8

2 Ebenda: "...für den Teil (des Geldzuflusses ins Bankensystem), der nicht zur Aufrechterhaltung des Pflichtreserve-satzes erforderlich ist, sind drei Verwendungsmöglichkeiten vorhanden: Erstens, wenn das Bankensystem bei der Notenbank verschuldet war, Entschuldung bei der Notenbank, wodurch die zusätzliche Kasse wieder verschwindet. Es ist eine statistisch nachweisbare Tatsache, daß bei Kassezufuß dieser Entschuldungsprozeß immer eintritt. Die zweite Verwendungsmöglichkeit ist die Aufnahme von Geldmarktpapieren, die die Notenbank abgibt. Und die dritte Möglichkeit ist die Erwerbung von kurzfristigen Auslandsanlagen."

3 Vgl.: J.L. Pierce, a.a.O., S. 176 - F.A. Lutz, a.a.O. S. 9 - W. Salomo, a.a.O., S. 17

Aktien sogar untersagt.¹

- b) Auch der Erwerb längerfristiger Obligationen ist mit einem u.U. recht erheblichen Kursrisiko verbunden.²
- c) Außerdem ist der Markt für Obligationen in der Bundesrepublik so eng, daß sich Käufe und Verkäufe in großem Stil von Seiten des Bankensystems wegen der damit verbundenen Auswirkungen auf den langfristigen Zinssatz von selbst verbieten.³
- d) Darüber hinaus ist der Erwerb von Kapitalmarktpapieren mit relativ hohen Maklergebühren und ähnlichen Kosten ("brokerage fees") verbunden.⁴

Es ist daher davon auszugehen, daß die Banken einen nach Befriedigung der Kreditnachfrage des Publikums evtl. noch vorhandenen Geldschöpfungsspielraum nur z.T. durch Ankauf von Aktien und/oder Kapitalmarktpapieren ausschöpfen. Im übrigen wird ein evtl. noch frei verfügbarer Bestand an Zentralbankgeld zum Erwerb von Liquiditätsanlagen und/oder zur Verminderung der Zentralbankverschuldung verwendet. Derartige Transaktionen haben aber zumindest unmittelbar keine Bedeutung für das Geldvolumen im Nichtbankensektor, da es sich um Transaktionen zwischen den Geschäftsbanken und dem Zentralbanksystem handelt.

Es ist allerdings zu erwarten, daß die Geschäftsbanken in dieser Situation bereit sein werden, Kredite zu relativ günstigen Bedingungen zur Verfügung zu stellen, um die stagnierende Kreditnachfrage anzuregen;⁵ denn Liquiditätsanlagen werfen eine nur geringe Rendite ab und die Anlagemöglichkeit in Aktien und Kapitalmarktpapieren ist, wie bereits erwähnt, begrenzt. Unter dem Begriff "relativ günstige Bedingungen" sind dabei neben

1 Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 9

2 Ebenda

3 Ebenda - W. Salomo, a.a.O., S. 17 f

4 Ebenda

5 Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 8 f.

Faktoren wie "Strenge der Kreditwürdigkeitsprüfung"¹ und dgln. vor allem die eingeräumten Zinskonditionen zu verstehen. Inwieweit hierdurch eine Beeinflussung der Kreditnachfrage möglich ist, hängt von deren Zinselastizität ab. Es deutet jedoch einiges darauf hin, daß letztere relativ zinsunelastisch ist,² so daß man die Möglichkeiten des Bankensystems, die Kreditnachfrage des Publikums über Änderungen der Zinskonditionen zu beeinflussen, nicht überschätzen sollte.

Empirische Untersuchungen zur Zinselastizität der Kreditnachfrage des Publikums haben relativ eindeutig gezeigt, daß die Höhe des Zinsniveaus auf den Kreditmärkten bezüglich der Investitionsentscheidungen der Unternehmer, erst recht aber bezüglich der Kaufentscheidungen der privaten Haushalte, von nur untergeordneter Bedeutung ist.³ Verantwortlich hierfür dürfte u.a. sein⁴

- a) der i.d.R. relativ geringe Anteil der Kreditkosten an den Gesamtkosten der zu finanzierenden Objekte,
- b) die Neigung der Unternehmer, in längerfristigen Investitionsplänen die Finanzierungskosten lediglich global in Form eines durchschnittlichen Zinssatzes zu berücksichtigen sowie
- c) die steuerlichen Absetzungsmöglichkeiten für Fremdkapitalzinsen.

Das Aggregat "Kreditnachfrage des Publikums" setzt sich aus einer Vielzahl von recht heterogenen Teilaggregaten zusammen. Sicherlich gilt die Behauptung der geringen Zinselastizität

1 Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 14

2 Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 8 f.: "Bestimmend für die Geldschaffung ist die Kreditnachfrage der Unternehmer, auf die das Bankensystem einen gewissen, aber nicht sehr ins Gewicht fallenden Einfluß durch Manipulierung der Zinssätze hat. Solange das Bankensystem wenn auch keine Kasse-Überschußreserven, wohl aber überschüssige sekundäre Liquiditätsreserven hat, befriedigt es die Kreditnachfrage der Unternehmer und beschafft sich nachher die erforderliche Kasse durch Opferung sekundärer Liquidität."

3 Vgl. z.B.: W. Graebner, a.a.O., S. 29

4 Ebenda

der Kreditnachfrage nicht für sämtliche Teilaggregate gleichermaßen. So hat sich bspw. gezeigt, daß die Kreditnachfrage des Teilaggregates "Wohnungsbau" sogar relativ zinselastisch ist.¹ Daraus folgt jedoch noch nicht zwingend, daß Zinserhöhungen (Zinssenkungen) bezüglich des Investitions- bzw. Kreditvolumens des Sektors "Wohnungsbau" auch tatsächlich restriktiv (expansiv) wirken. Es kommt darüber hinaus entscheidend auf die Preiselastizität der Endabnehmer an. Solange nämlich ein Preisspielraum vorhanden ist dergestalt, daß es gelingt, erhöhte Kreditkosten auf die Endabnehmer zu überwälzen, ist zu erwarten, daß Variationen des Zinsniveaus auf den Kreditmärkten im wesentlichen ohne Bedeutung für die Investitions- bzw. Finanzierungsentscheidungen der Unternehmer sind. "Daß ein solches preispolitisches Verhalten der Unternehmer durchaus möglich ist, beweist ein Blick auf die Entwicklung des Wohnungsbaus in der Bundesrepublik."²

Fassen wir unsere Überlegungen zusammen, so wird man davon ausgehen können, daß i.d.R. eine Vergrößerung der monetären Basis cet. par. eine Ausweitung des Geldvolumens induziert. Hinsichtlich der quantitativen Bedeutung dieses Effektes sind jedoch zwei verschiedene Ausgangssituationen zu unterscheiden

- a) Ist es dem Bankensystem im Ausgangszeitpunkt nicht möglich, die Kreditnachfrage des Publikums voll zu befriedigen, so ist zu erwarten, daß bei Reservezuflüssen eine dem Multiplikatoreffekt ähnliche Wirkung eintritt und das Bankensystem das Geldschöpfungspotential (solange die Kreditnachfrage des Publikums noch nicht befriedigt ist) folglich weitgehend ausnutzt.
- b) Ist das Bankensystem im Ausgangszeitpunkt hingegen in der Lage, die Kreditnachfrage des Publikums in dem gewünschten Umfang zu befriedigen, so wird der expansive Effekt i.a.R. geringer sein; denn die Geldmenge kann - sofern man zunächst einmal von Devisentransaktionen der inländischen

1 O. Veit, Grundriß der Währungspolitik, Frankfurt 1961, S. 316 f.

2 W. Graebner, a.a.O., S. 29

Nichtbanken und von Offenmarktoperationen des Zentralbanksystems mit Nichtbanken absieht¹ - grundsätzlich nur steigen, wenn

- die Kreditnachfrage des Publikums zunimmt, sei es aufgrund der Zins- und Kreditpolitik der Geschäftsbanken oder aus anderen Gründen, bzw. wenn
- das Bankensystem vermehrt andere Aktiva, wie Aktien und Kapitalmarktpapiere, vom Publikum erwirbt.

Wir haben oben festgestellt, daß einerseits die Möglichkeiten des Bankensystems, die Kreditnachfrage des Publikums zu beeinflussen relativ gering sind, und daß andererseits auch dem Erwerb von Aktien und Kapitalmarktpapieren relativ enge Grenzen gesetzt sind. Im Falle a) wird daher die Expansion der Geldmenge *cet. par.* wesentlich stärker sein, als im Fall b). Analoge Überlegungen gelten bei Zentralbankgeldabflüssen.

Würden Zentralbankgeldzuflüsse in jedem Falle einen multiplen Geldschöpfungsprozeß auslösen, so müßte in der Bundesrepublik während des Untersuchungszeitraumes zeitweilig eine gewaltige Geldmengenexpansion stattgefunden haben.¹ Daß dies nicht der Fall war, dürfte auf die oben geschilderten Umstände zurückzuführen sein. Solange die Kreditnachfrage des Nichtbankensektors hinter dem Kreditschöpfungspotential des Bankensystems zurückbleibt, verwenden die Geschäftsbanken "freies" Zentralbankgeld zum Erwerb von Liquiditätsanlagen und/oder zur Verminderung einer evtl. Zentralbankverschuldung sowie - in geringerem Umfang - zum Erwerb von Aktien und Kapitalmarktpapieren. Bei Bedarf können die Liquiditätsanlagen dann jederzeit ohne größere Verluste in Zentralbankgeld umgewandelt werden. Eine unmittelbare Geldschöpfung ist jedoch weder mit dem Abbau einer Zentralbankverschuldung noch mit den Transaktionen in Liquiditätsanlagen verbunden, da es sich um Geschäfte zwischen dem Geschäftsbankensektor einerseits und dem Zentral-

1 Vgl. hierzu die entsprechenden Ausführungen bei der Diskussion von "Modell II"

2 Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 7

banksystem bzw. dem Ausland andererseits handelt.

Aus dem bisher Gesagten folgt, daß es durchaus möglich ist, daß die angebotene Geldmenge relativ konstant bleibt, obwohl die Geldbasis erhebliche autonome Veränderungen erfährt. Dieser Fall tritt bspw. ein, wenn das Banksystem zufließendes Zentralbankgeld vornehmlich zum Erwerb von Offenmarktpapieren und/oder von kurzfristigen Auslandsanlagen verwendet. Eine derartige Möglichkeit läßt sich jedoch mit Hilfe des Teigen-Modells nur unzureichend erfassen,¹ da letzterem - wie oben gezeigt - implizit die Annahme zugrunde liegt, daß eine Zunahme der monetären Basis B_1 um ΔB_1 cet. par. (d.h. hier insbesondere bei gegebenen Diskont- und Zinssätzen sowie bei gegebener Kreditnachfrage des Publikums) eine Vergrößerung der Geldmenge, die der Geschäftsbankensektor anzubieten wünscht, um $m\Delta B_1$ bewirkt. Wir schließen aus diesem Umstand, daß das Teigen-Modell zur Erklärung des Geldangebotsverhaltens des Banksystems in der Bundesrepublik wenig geeignet ist.

Die Ergebnisse unserer Untersuchung stehen - wie bereits erwähnt - im Gegensatz zu den von R. Teigen für die USA durchgeführten Analysen.² Diese Abweichungen dürften zumindest teilweise begründet sein in der unterschiedlichen Ausgestaltung des deutschen und des amerikanischen Banksystems:

- a) Im amerikanischen Banksystem spielen kurzfristige Auslandsanlagen eine nur untergeordnete Rolle.³ Es handelt sich fast ausschließlich um "working balances", die kurzfristig nicht repatriiert werden können.
- b) Das Federal Reserve System treibt Offenmarktpolitik nur auf eigene Initiative.⁴ Mithin können die amerikanischen Geschäftsbanken - im Gegensatz zu den deutschen - nicht davon ausgehen, daß sie sich die für eine Kreditexpansion notwen-

1 Vgl. Gleichung (17) in diesem Kapitel

2 Vgl.: R. Teigen, Demand and Supply..., S. 488 ff.

3 Vgl.: Board of Governors, Federal Reserve Bulletin, Washington D.C., May 1969, S. A 6, A 81 - F.A. Lutz, a.a.O., S. 15

4 Ebenda, S. 14

digen Mittel an Zentralbankgeld jederzeit beschaffen können, sofern sie über genügend sekundäre Liquidität verfügen. Dieser Umstand bedingt, daß das amerikanische Bankensystem¹

aa) teilweise erhebliche Bestände an "excess reserves" in Form von Zentralbankgeld unterhält, die nicht auf dispositionstechnische Gründe zurückgeführt werden können,² und

bb) Kreditexpansion grundsätzlich nur betreiben kann, wenn es über entsprechende Mengen an Zentralbankgeld verfügt; sekundär-liquide Aktiva genügen grundsätzlich nicht.

In Übereinstimmung mit diesen Überlegungen werden bei Untersuchungen des Geldangebotsverhaltens der Geschäftsbanken in den USA die Liquiditätsanlagen nicht in die Definition der Geldbasis eingeschlossen.³

c) Darüber hinaus besteht eine in der Tradition begründete Abneigung der amerikanischen Geschäftsbanken, sich bei ihrer Federal Reserve Bank zu verschulden. Das hat zur Folge, daß man hinsichtlich der Effektivität der Diskontsatzpolitik der Zentralbank das amerikanische Bankensystem mit einem System vergleichen kann, in dem der Diskontsatz über den Marktsätzen liegt.⁴

Zusammenfassend ist daher zu erwarten, daß autonome Veränderungen der Geldbasis das Geldangebotsverhalten des Bankensystems in den USA wesentlich stärker beeinflussen, als dies in der Bundesrepublik der Fall ist. Ein weiterer in diesem Zusammenhang relevanter Faktor dürfte der Umstand sein, daß sich in den letzten Jahren die "cash ratio" der Mitgliedsbanken des

1 Ebenda, S. 14 f.

2 Zu beachten ist in diesem Zusammenhang allerdings, daß "excess reserves" in den USA verzinst werden.

3 Vgl. bspw.: K. Brunner, Supply Theory..., S. 104 f. - R. Teigen, Demand and Supply..., S. 478 ff.

4 Vgl. hierzu die Ausführungen zu "Modell II"

Federal Reserve System infolge des anhaltenden Zahlungsbilanzdefizits laufend vermindert hat,¹ so daß die jeweiligen Bestände an echten Kasse-Überschußreserven nicht allzu hoch waren.

Unabhängig von der unterschiedlichen institutionellen Ausgestaltung des deutschen und des amerikanischen Bankensystems ist darüber hinaus festzustellen:

- a) Die im Teigen-Modell enthaltene Annahme, daß das Geldangebot homogen vom Grade eins ist in bezug auf das Einlagevolumen, ist äußerst problematisch.
- b) Das Teigen-Modell vernachlässigt den Umstand, daß sich die Reserveposition des Bankensystems auch dadurch ändern kann, daß die Wirtschaftssubjekte bestehende Sichtdepositen auf Termin- und/oder Spardepositenkonten transferieren.² Die aus derartigen Transaktionen resultierenden Auswirkungen auf das Geldangebotsverhalten des Bankensystems ergeben sich aus folgenden Überlegungen:
 - aa) Der durchschnittliche Mindestreservesatz für Sichtdepositen q^D ist größer als derjenige für Zeitdepositen q^Z , wobei die Zeitdepositen wiederum als Summe aus Termin- und Spardepositen definiert sind. Die unterschiedliche Höhe der durchschnittlichen Mindestreservesätze für Sicht- und Zeitdepositen hat zur Folge, daß die Umwandlung einer Einheit Sichtdepositen in eine Einheit Zeitdepositen bisher als Mindestreserven bei der Bundesbank gehaltene Guthaben in Höhe von $(q^D - q^Z)$ freisetzt.
 - bb) Die Geschäftsbanken halten Liquiditätsreserven als Vorsorge für erwartete und unerwartete Zentralbankgeldabflüsse. Da sich die Veränderungen der Zeitdepositenkonten i.a.R. besser vorausschätzen lassen als die der Sichtdepositenkonten, werden die einzelnen Geschäfts-

1 Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 16

2 Vgl. zum folgenden: K. Brunner, Supply Theory..., S. 79 ff.

banken für Zeitdepositen einen geringeren freiwilligen Liquiditätsreservesatz w^Z für nötig erachten als für Sichtdepositen w^D .¹ Mithin setzt die Umwandlung von einer Einheit Sichtdepositen in eine Einheit Zeitdepositen Liquiditätsreserven in Höhe von $(w^D - w^Z)$ frei.

Zusammenfassend können wir daher für die durch Umwandlung einer Einheit Sichtdepositen in eine Einheit Zeitdepositen (bzw. umgekehrt) induzierte Veränderung der Reserveposition des Bankensystems schreiben²

$$(q^D - q^Z) + (w^D - w^Z)$$

Hinsichtlich der vom Geschäftsbankensektor angebotenen Geldmenge ist zu beachten, daß die Umwandlung einer Einheit Sichtdepositen (Zeitdepositen) in eine Einheit Zeitdepositen (Sichtdepositen) cet. par. gleichbedeutend ist mit einer Verminderung (Vermehrung) der Geldmenge M_1 um eine Einheit, so daß sich insgesamt ein negativer (positiver) Geldmengen-Effekt ergeben wird.³

Aufbauend auf den obigen Überlegungen wird im folgenden versucht, in Anlehnung an die Arbeiten von Brunner und Meltzer,⁴ eine Geldangebotsfunktion zu spezifizieren, die besser geeignet ist, das Geldangebotsverhalten des Bankensystems in der Bundesrepublik zu erklären.

1 Ebenda, S. 21 f. und S. 61

2 Ebenda

3 Vgl.: K. Brunner and A.H. Meltzer, a.a.O., S. 247

4 Vgl.: K. Brunner, Supply Theory... - K. Brunner and A.H. Meltzer, a.a.O. - W. Salomo, a.a.O.

3. Das Geldangebot: Modell II

Ausgangspunkt ist die Annahme, daß die Banken bestrebt sein werden, das Volumen und/oder die Struktur der in ihrem Portefeuille befindlichen ertragbringenden Aktiva zu modifizieren, sobald sich "freie Überschußreserven" (surplus reserves) ansammeln.¹ Letztere sind definiert als Summe derjenigen Bankaktiva, die

- a) entweder unmittelbar Zentralbankgeld darstellen, oder aber jederzeit ohne größere Verluste in Zentralbankgeld umgetauscht werden können, soweit sie
- b) die aus Gründen der Liquiditätssicherung für notwendig erachteten Mindestbestände an hochliquiden Aktiva überschreiten.

Bezeichnet man mit LR die verfügbaren Liquiditätsreserven und mit LR* die gewünschten Liquiditätsreserven, so ergibt sich als Definitionsgleichung für die "freien Überschußreserven" SR

$$SR = LR - LR^*$$

Aufgrund der Ergebnisse unserer bisherigen Untersuchungen ist zu vermuten, daß positive (negative) freie Überschußreserven die Banken zu einer Ausweitung (Einschränkung) des Kreditangebots gegenüber dem Publikum veranlassen. Da Direktkredite dem Publikum aber vielfach in Form von Sichtdepositen gutgeschrieben werden, bedeutet dies, daß eine positive bzw. negative Differenz zwischen den verfügbaren und den gewünschten Liquiditätsreserven die Banken cet. par. veranlassen wird, das Angebot an Sichtdepositen und damit die angebotene Geldmenge auszuweiten bzw. einzuschränken.²

1 Vgl.: K. Brunner and A.H. Meltzer, a.a.O. S. 244 f.

2 Es ist zu erwarten, daß negative freie Überschußreserven die Banken in geringerem Umfang zu einer Einschränkung des Kreditvolumens veranlassen. Wir haben dennoch auf die Berechnung getrennter Schätzungen verzichtet, und zwar u.a. aus den bei der Diskussion der Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten erörterten Gründen.

Verfügt das Bankensystem nach Befriedigung der Kreditnachfrage des Publikums immer noch über freie Überschußreserven, so wird es bestrebt sein, weitere ertragbringende Aktiva - z.B. Kapitalmarktpapiere - zu erwerben. Soweit letztere von Nichtbanken gegen Gewährung von Sichtdepositen erworben werden, ist damit eine weitere Geldmengenexpansion verbunden. Es bietet sich daher als Erklärungsmodell für das Geldangebotsverhalten des Geschäftsbankensektors ein Ansatz der Form¹

$$dM_1^S = \theta_0 SR$$

an. Dabei symbolisiert der Parameter θ_0 die Reaktion des Bankensystems auf eine gegebene freie Überschußreserve. Der Ausdruck dM_1^S ist als Differential zu interpretieren.

Der obige - auf K. Brunner basierende - Ansatz ist durch eine formale Ähnlichkeit mit den auf der traditionellen Multiplikator-konzeption aufbauenden Modellen gekennzeichnet. Tatsächlich verwendet Brunner zur Ableitung seiner makroökonomischen Geldangebotsfunktion auch eine Sequenzanalyse Phillip'scher Prägung.² Allerdings stellt die Arbeit von Brunner insofern einen Bruch mit der traditionellen Theorie dar, als Brunner den Sichtdepositenschöpfungsprozeß nicht isoliert, sondern als Teil des Gesamtdepositenschöpfungsprozesses auffaßt.³ Er sieht sich daher gezwungen, neben den Sichtdepositen auch die Zeitdepositen explizit in die Analyse einzubeziehen.

Die Theorie Brunners läßt sich untergliedern⁴

- a) in eine Analyse der Geldangebotsreaktion des Bankensystems auf eine gegebene freie Überschußreserve und

1 Vgl.: K. Brunner and A.H. Meltzer, a.a.O., S. 245

2 Vgl.: K. Brunner, Supply Theory..., S. 88 ff.

3 Ebenda, S. 79

4 Vgl.: K. Brunner and A.H. Meltzer, a.a.O., S. 244: "This hypothesis contains the description of two mechanism. One specifies the portfolio response of banks to surplus reserves; the other characterizes the processes generating or absorbing surplus reserves independent of the banks' induced portfolio responses."

- b) in eine Untersuchung der Bestimmungsfaktoren der freien Überschußreserve.

Im folgenden wird versucht, die Grundgedanken Brunners darzustellen. Anschließend werden wir dann untersuchen, inwieweit der Ansatz zur Erklärung des Geldangebotsverhaltens des Bankensystems in der Bundesrepublik geeignet ist.

11. Die Reaktion des Bankensystems auf eine gegebene freie Überschußreserve

111. Der Ansatz von K. Brunner

Wir betrachten zunächst eine einzelne Geschäftsbank und unterstellen, daß sich ihre Reserveposition im Ausgangszeitpunkt im Gleichgewicht befindet. Erfolgt nun aus irgendwelchen Gründen ein Liquiditätszufluß von außen,¹ so wird die betrachtete Bank cet. par. bestrebt sein, die hierdurch entstehenden freien Überschußreserven abzubauen, indem sie ertragbringende Aktiva erwirbt. Geld bietet sie dabei in dem Umfang an, in dem sich die von ihr gewünschten Aktiva in Händen des Publikums befinden. Soweit die Bank die gewünschten Aktiva gegen Gewährung von Sichtdepositen erwirbt, muß sie mit folgenden Veränderungen ihrer Reserveposition rechnen:^{2,3}

- a) Ein Teil dC des Aktiva-Gegenwertes dD wird vom Publikum in Form von Zentralbankgeld abgefordert. Daraus resultiert cet. par. eine Verminderung der freien Überschußreserve um den Betrag $dC \cdot dD$.
- b) Ein Teil dZ des Aktiva-Gegenwertes wird auf Zeitdepositenkonten transferiert. D.h. es erfolgt cet. par. eine Verminderung der freien Überschußreserve um den Betrag $(q^Z + w^Z) dZ \cdot dD$.

1 Bspw. aufgrund eines Zahlungsbilanzüberschusses

2 Vgl. hierzu: K. Brunner, Supply Theory..., S. 80 ff. - K. Brunner und A.H. Meltzer, a.a.O., S. 245 ff - W. Salomo, a.a.O., S. 20 ff.

3 Dabei steht das Symbol d für Differential

c) Vernachlässigt man die Tatsache, daß das Publikum über den Aktiva-Gegenwert auch durch Scheckziehung und Überweisung zugunsten anderer Banken verfügen kann, so ist davon auszugehen, daß bei der expandierenden Bank Sichtdepositen in Höhe von $(1-dC-dZ)dD$ verbleiben. Daraus resultiert cet. par. ein Reserveverlust in Höhe von $(q^D + w^D)(1-dC-dZ)dD$.

Nehmen wir an, das betrachtete Institut rechnet damit, daß von dem Aktiva-Gegenwert der Teil dG durch Scheckziehung bzw. Überweisung anderen Banken zufließt, so läßt sich der voraussichtliche Reserveverlust μ je Einheit Aktiva-Erwerb folgendermaßen darstellen:¹

$$\mu = dC + dG + (q^Z + w^Z)dZ + (q^D + w^D)(1-dC-dG-dZ)$$

Die Größe μ sei in Anlehnung an Brunner als "Verlustkoeffizient" bezeichnet. Letzterer gibt den voraussichtlich durchschnittlichen Reserveverlust je Einheit Aktiva-Erwerb an.

Natürlich sind die einzelnen Verlustkomponenten den Banken im Planungszeitpunkt betragsmäßig nicht genau bekannt. Man wird jedoch davon ausgehen können, daß sie aufgrund von Erfahrungen aus der Vergangenheit gewisse Vorstellungen hinsichtlich der zu erwartenden Reserveverluste besitzen.²

Brunner geht von der Annahme aus, daß die expandierende Bank ihr Portefeuille solange variiert, bis die ursprünglich vorhandene freie Überschußreserve $SR(0)$ gleich null wird. Aufgrund dieses Ablaufes findet Brunner, daß die Veränderung des Geldangebots, die aus der Nachfrage der betrachteten Bank nach zusätzlichen - kein Geld darstellenden - Aktiva des Publikums resultiert, mit Hilfe des Verlustkoeffizienten μ wie folgt geschrieben werden kann:³

$$dM_1^S = \mu^{-1} SR(0)$$

1 Vgl.: K. Brunner, Supply Theory..., S. 84

2 Ebenda, S. 82

3 Ebenda, S. 84 - Zur Ableitung dieses Ergebnisses bedient sich K. Brunner der Statik, wohingegen er bei der makroökonomischen Betrachtungsweise eine Sequenzanalyse verwendet.

Dieses Ergebnis steht in gewissem Gegensatz zur klassischen Geldangebotstheorie, wonach ein grundsätzlicher Unterschied zwischen der Geldschöpfungskapazität einer einzelnen Geschäftsbank und derjenigen des amalgamierten Bankensystems zu machen ist.¹ Denn nach der klassischen Theorie kann bekanntlich die einzelne Geschäftsbank im Gegensatz zum Bankensystem keine multiple Geldschöpfung betreiben. Die Gültigkeit dieser Aussage hängt jedoch an sehr restriktiven Voraussetzungen, und zwar wird u.a. unterstellt, daß²

- a) neu geschaffene Sichtdepositen durch Scheckziehung und/oder Überweisung in vollem Umfang an andere Banken des Systems abgezogen werden und
- b) nur bei einer einzelnen Geschäftsbank eine Vermehrung der Liquiditätsreserven einsetzt.

Wie wenig realistisch diese Annahmen sind, braucht kaum näher erläutert zu werden:

- a) Die Erfahrung hat gezeigt, daß bei der expandierenden Bank i.a.R. ein gewisser "Bodensatz" der neu geschaffenen Depositen verbleibt. Nimmt man aber an, daß der Zentralbankgeldabfluß quantitativ geringer ist als das Volumen der neu geschaffenen Depositen, so kann auch die einzelne Geschäftsbank mehr Depositen schaffen, als sie zusätzliche Kasse erhält.³

1 Vgl. hierzu bspw.: E. Schneider, Wirtschaftstheorie III, S. 41: "Es muß scharf unterschieden werden zwischen dem Vorgang der Kreditgewährung einer einzelnen Bank und dem Vorgang der Rückwirkungen dieser Kreditgewährung im Kreditbankensystem als Ganzes."

2 Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 10 f.

3 Die einzelne Geschäftsbank ist daher als eine Art Miniaturausgabe des Bankensystems anzusehen. Dies ist insofern von Bedeutung, als dann die Begründung der klassischen Theorie für die Abschreckungswirkung des Diskontsatzes nicht mehr haltbar ist. - So schreibt bspw. F.A. Lutz, a.a.O., S. 3 f.: "Jedoch erhält nach der üblichen Darstellung die Tatsache, daß bei der Existenz vieler Banken die einzelne Bank keine multiple Geldschaffung treiben kann, deshalb eine große Bedeutung, weil nur so zu erklären ist, warum die Banken durch den Diskontsatz von der Rediskontierung abgehalten werden können. Könnte die einzelne Bank nämlich, sagen wir, 500 DM

b) Weiterhin erscheint es sinnvoll anzunehmen, daß ein Reservezufluß - bspw. aufgrund eines Zahlungsbilanzüberschusses - die Reserveposition aller Banken des Systems verbessert und damit grundsätzlich auch alle Banken zu einer Ausweitung des Kreditvolumens anregt. Im Extremfall aber, d.h. "...solange die Banken...in Reih und Glied vorwärts marschieren, führt die Kreditexpansion für die einzelne Bank nicht zum Verlust von Kasse an andere Banken..."¹ Dies ist sicher ein rein theoretischer Fall. Er zeigt aber, daß in praxi die einzelne Geschäftsbank sehr wohl in der Lage ist, mehr Depositen zu schaffen, als sie zusätzliche Kasse erhält.

Zur Ableitung der Reaktion des Bankensystems als ganzes auf eine gegebene freie Überschußreserve macht Brunner ausdrücklich oder stillschweigend gewisse vereinfachende Annahmen, die es ihm ermöglichen, eine Sequenzanalyse Phillip'scher Prägung anzuwenden.²

Brunner geht zunächst davon aus, daß das Bankensystem aus einer einzigen Geschäftsbank besteht. Dann kann ex definitione kein Zentralbankgeld zu anderen Banken fließen. Es ergibt sich daher für den Verlustkoeffizienten³

$$(26) \quad \mu = dC + (q^Z + w^Z) dZ + (q^D + w^D) (1 - dC - dD)$$

In diesem Spezialfall sind mikro- und makroökonomischer Verlustkoeffizient identisch.⁴ In einem Mehrbanken-System ist

schaffen auf Grund von 100 DM von der Zentralbank entliehener Kasse, so müßte der Diskontsatz mindestens fünfmal so hoch sein wie der Satz, den die Bank selbst auf ihren Kredit erhält, wenn sie vom Rediskontieren abgehalten werden soll. Da sie aber nicht mehr ausleihen kann, als sie Kasse durch Rediskontierung erhält, kann der Diskontsatz wirksam werden, jedenfalls, wenn er über dem Marktsatz liegt."

1 Ebenda, S. 10

2 Vgl.: K. Brunner, a.a.O., S. 88ff

3 Ebenda

4 Ebenda

eine derartige Identität jedoch nur dann gewahrt, wenn die (mikroökonomischen) Verlustkoeffizienten der einzelnen Geschäftsbanken alle gleich sind. Diese recht willkürliche Annahme liegt den Arbeiten von Brunner zugrunde.¹ Wie wenig realistisch eine solche Annahme ist, wird sofort klar, wenn man beachtet, daß bspw. einem Kreditinstitut mit ausgedehntem Filialnetz und breitgestreutem Kundenkreis mit ziemlicher Sicherheit ein größerer Teil der neu geschaffenen Sichtdepositen verbleibt, als bspw. einem Institut, das hinsichtlich Kundenkreis und/oder Geschäftsbereich stark spezialisiert ist.² Daraus folgt, daß die Aggregation der Mikro-Relationen zu einer makroökonomischen Funktion des Bankensystems problematisch ist. Im Falle einer statistischen Schätzung des makroökonomischen Verlustkoeffizienten ist daher mit einem Aggregationsbias zu rechnen, sofern man mit Brunner - wie allgemein üblich - linear aggregiert und die relevanten Variablen in der Makro-Relation als Summen bzw. Durchschnittswerte der Mikro-Variablen definiert. Es bleibt nur zu hoffen, daß diese Verzerrung und damit verbunden die Instabilität der Makro-Parameter im Zeitablauf nicht allzu groß wird.

Es sei angenommen, daß das Bankensystem im Ausgangszeitpunkt 0 freie Überschußreserven in Höhe von $SR(0)$ besitzt, die sich sämtlich bei der Bank 1 befinden mögen. Folgt man den Gedankengängen Brunners,³ so bietet die Bank 1 auf der Basis dieser gegebenen freien Überschußreserve Geld an in Höhe von

$$(27) \quad dM_1^S = \mu^{-1} SR(0)$$

Gelingt es der Bank 1, das Geldangebot gemäß (27) zu realisieren, so fließen dem übrigen Bankensystem Reserven in Höhe von $dG\mu^{-1}SR(0)$ zu. Diese sind jedoch nicht in voller Höhe als freie Überschußreserven zu betrachten. Es ist vielmehr noch ein Reserveverlust in Höhe von

$$\left[dC_2 + (q^Z + w^Z) dZ_2 + (q^D + w^D) (1 - dC_2 dZ_2) \right] dG\mu^{-1}SR(0)$$

¹ Ebenda

² Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 10

³ Vgl.: K. Brunner, a.a.O., S. 88 ff. - W. Salomo, a.a.O., S. 40 ff.

zu berücksichtigen. Dabei symbolisiert der Index 2 das "übrige" Bankensystem.

Nach Ablauf dieses Prozesses besitzt das Bankensystem noch freie Überschußreserven $SR(1)$ in Höhe von

$$SR(1) = \left[1 - dC_2 - (q^Z + w^Z) dZ_2 - (q^D + w^D) (1 - dC_2 - dZ_2) \right] dG\mu^{-1} SR(0)$$

$$SR(1) =: (1-a) dG\mu^{-1} SR(0)$$

mit
$$a = dC_2 + (q^Z + w^Z) dZ_2 + (q^D + w^D) (1 - dC_2 - dZ_2)$$

Auf der Basis dieser freien Überschußreserven bietet nunmehr die Bank 2 Geld an in Höhe von¹

$$dM_1^S = \mu^{-1} SR(1)$$

$$DM_1^S = (1-a) dG\mu^{-2} SR(0)$$

Gelingt es der Bank 2, dieses Angebot zu realisieren, so besitzt das Bankensystem am Ende dieses Prozesses noch freie Überschußreserven $SR(2)$ in Höhe von

$$SR(2) = (1-a)^2 dG^2 \mu^{-2} SR(0)$$

die ihrerseits die Basis für eine erneute Geldschöpfung darstellen.

Unter der Voraussetzung, daß

- a) das jeweilige Geldangebot realisiert werden kann,
- b) der Prozeß der Anpassung des Bankensystems an die veränderte Datensituation in der Planperiode abläuft und
- c) die Bedingung $0 < (1-a) dG\mu^{-1} < 1$ erfüllt ist,

ergibt sich für die vom Bankensystem auf der Basis gegebener freier Überschußreserven angebotene Geldmenge²

1 Wir sagen stellvertretend für die anderen Banken des Systems "Bank 2".

2 Vgl.: K. Brunner, a.a.O., S. 91

$$dM_1^S = \mu^{-1} SR(0) \sum_{j=1}^{\infty} \left[(1-a) dG \mu^{-1} \right]^{j-1}$$

$$dM_1^S = \frac{1}{\mu - (1-a) dG} SR(0)$$

$$(28) \quad dM_1^S = m_1 SR(0)$$

wobei m_1 den makroökonomischen Geldschöpfungsmultiplikator bezeichnet.

Ausführlich geschrieben¹ erhält man für (28)

$$dM_1^S = \frac{1}{(q^D + w^D) + (dC_1 + dC_2 dG) (1 - q^D - w^D) + (dZ_1 + dZ_2 dG)} \cdot \frac{1}{(q^Z + w^Z - q^D - w^D)} SR(0)$$

Die Differentiale dC und dZ sind mit dem Index 1 versehen, um sie von den Differentialen dC_2 und dZ_2 zu trennen, die die Abflußquoten bei den Depositen empfangenden Banken kennzeichnen. Hinreichende Bedingung dafür, daß $m_1 > 1$, d.h. daß die angebotene Geldmenge ein Mehrfaches der freien Überschussreserven beträgt, ist, daß $(q^D + w^D)$ sowie $(q^Z + w^Z)$ jeweils kleiner 1 sind.² Zu beachten ist in diesem Zusammenhang jedoch, daß der Ableitung des Multiplikators die Annahme zugrunde liegt, daß die von den einzelnen Geschäftsbanken angebotenen Geldmengen auch tatsächlich realisiert werden können. Ob dies während des Untersuchungszeitraumes in der Bundesrepublik immer der Fall war, dürfte aber - wie oben erläutert - sehr fraglich sein. Insbesondere die stark schwankenden und zeitweilig relativ hohen Bestände an Liquiditätsanlagen i.S.d. Bundesbank deuten darauf hin, daß es dem Bankensystem zumindest zeitweilig nicht möglich war, eine vorhandene freie Überschussreserve in dem gewünschten Umfang abzubauen.³ Diese Ver-

1 Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 43 Fußnote 3

2 Ebenda, S. 44

3 Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 8 f.

mutung wird durch die OLS-Schätzungen der Geldangebotsrelationen in Abschnitt 44. bestätigt.

Wir werden daher im folgenden von der Konzeption des Geldangebotsmultiplikators abgehen und - unter Verwendung des Instrumentariums von Brunner - versuchen, einen etwas anderen Weg zu beschreiten.

222. Ein alternativer Ansatz

Es sei zunächst angenommen, daß das Bankensystem aus einer einzigen Geschäftsbank besteht, die im Ausgangszeitpunkt 0 Überschußreserven in Höhe von $SR(0)$ besitzt, die sie - mangels entsprechender Kreditnachfrage des Publikums - weder zur Kreditgewährung noch zum Erwerb von Kapitalmarktpapieren und/oder Aktien verwenden kann bzw. will.

Nummehr steige die Kreditnachfrage der Nichtbanken um den Betrag dK . Beachtet man, daß Geschäftsbanken i.d.R. erwerbswirtschaftlich orientierte Unternehmen sind und Direktkredite i.a. die rentabelsten Bankaktiva darstellen, so ist grundsätzlich davon auszugehen, daß das Bankensystem die zusätzliche Kreditnachfrage befriedigt,¹ sofern es das hierfür notwendige Zentralbankgeld besitzt. Ist das Bankensystem nicht im Besitz der erforderlichen Kasse, verfügt es aber in ausreichendem Umfang über Liquiditätsanlagen, so wird es sich das benötigte Zentralbankgeld durch Verkauf von Geldmarktpapieren an die Bundesbank bzw. durch Repatriierung von Auslandsanlagen beschaffen. Darüber hinaus besteht die Möglichkeit, evtl. vorhandene Kapitalmarktpapiere zu veräußern.

Diese Zusammenhänge haben wir bereits bei der Untersuchung der Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen näher er-

1 Dieser Ansicht scheint auch W. Salomo, a.a.O., S. 20 zu sein, wenn er schreibt: "Die relativ hohe Rendite und die...langfristigen Überlegungen der Bank können als Erklärung für den Tatbestand herangezogen werden, daß die 'Direktkredite' an Nichtbanken den größten Teil der zu Ertragszwecken gehaltenen Aktiva ausmachen."

örtert. Die in diesem Zusammenhang vorgenommene empirische Überprüfung ließ vermuten, daß Änderungen der Kreditnachfrage K des Publikums in erheblichem Umfang Veränderungen der Bestände an Liquiditätsanlagen induzieren. Wir haben daraus geschlossen, daß das Bankensystem den durch Befriedigung der Kreditnachfrage der Nichtbanken entstehenden zusätzlichen Zentralbankgeldbedarf vornehmlich durch Abbau von Liquiditätsanlagen finanziert. Entsprechend erfolgt bei rückläufiger Kreditnachfrage eine Aufstockung der Bestände an Liquiditätsanlagen.

Verfügt das Bankensystem nicht über die erforderlichen liquiden Mittel, um die Kreditexpansion finanzieren zu können und kann oder will es sich das erforderliche Zentralbankgeld auch nicht durch Veräußerung von Kapitalmarktpapieren beschaffen, so besteht die Möglichkeit einer Verschuldung beim Bankensystem. Da in der Bundesrepublik eine "tradition against borrowing" bislang nicht nachgewiesen werden konnte, ist zu erwarten, daß sich das Bankensystem bei der Entscheidung, ob eine vermehrte Kreditnachfrage des Publikums auch dann befriedigt werden soll, wenn das erforderliche Zentralbankgeld im Wege der Zentralbankverschuldung beschafft werden muß, vornehmlich an Rentabilitäts- und Liquiditätsgesichtspunkten orientiert. Sofern sich eine Kreditgewährung unter Berücksichtigung der Refinanzierungskosten als vorteilhaft erweist und unter Liquiditätsgesichtspunkten vertretbar ist, wird das Bankensystem auch in diesem Fall bestrebt sein, die Kreditnachfrage des Publikums zu erfüllen.¹ Da Zentralbankkredite jedoch i.d.R. kurzfristiger Natur sind, wird man davon ausgehen können, daß sich das elastische Kreditangebot der Geschäftsbanken in einer derartigen Situation vornehmlich auf das kurz- und mittelfristige Kreditgeschäft beschränkt.

Hinsichtlich der Vorteilhaftigkeit einer im Wege der Zentralbankverschuldung finanzierten Kreditexpansion ist folgendes zu sagen:

Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 6 f.

Es sei angenommen, der makroökonomische Geldschöpfungsmultiplikator beträgt drei. Dann kann sich für ein aus einer einzigen Geschäftsbank bestehendes Bankensystem eine Zentralbankverschuldung u.U. solange lohnen, wie der Diskontsatz niedriger ist als das Dreifache des Marktsatzes. Sofern das Bankensystem aus einer Vielzahl von Geschäftsbanken besteht, sind jedoch gewisse Modifikationen zu beachten. Wir hatten zwar das Phillip'sche Argument für die "Abschreckungswirkung des Diskontsatzes" bereits mit der Begründung zurückgewiesen, daß es, im Gegensatz zu den Annahmen der klassischen Geldangebotstheorie, sehr wohl möglich ist, daß in einem aus einer Vielzahl von Kreditinstituten bestehenden Bankensystem auch die einzelne Geschäftsbank Geldschöpfung betreibt. Unterschiede zwischen Bankensystemen, die aus einer einzigen Geschäftsbank bestehen und solchen, die aus einer Vielzahl von Geschäftsbanken bestehen, können sich jedoch insofern ergeben, als sich im Falle der Existenz vieler Banken zwischen diesen ein Markt für Geld herausbildet.¹ Um die sich hieraus ergebenden Besonderheiten darstellen zu können, sei zunächst unterschieden zwischen Bankensystemen, bei denen der Diskontsatz - nach der alten englischen Regel - über den Marktsätzen liegt, und Bankensystemen, bei denen der Diskontsatz unter den Marktsätzen liegt. Letzteres ist in der Bundesrepublik der Fall.

Wir haben oben erläutert, daß unter den institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik davon auszugehen ist, daß die Geschäftsbanken die Auswahl ihrer Refinanzierungsquellen vornehmlich unter Rentabilitäts- und Liquiditätsgesichtspunkten vornehmen. Sofern der Diskontsatz über den Marktsätzen liegt, ist daher zu erwarten, daß die einzelne Geschäftsbank eine Zentralbankverschuldung solange vermeidet, wie sie sich das benötigte Zentralbankgeld durch Verkauf liquider Aktiva (z.B. Monatsgeld, Schatzwechsel usw.) oder aber durch Verschuldung auf dem Geldmarkt beschaffen kann; denn letzteres ist i.d.R. billiger, als sich bei der Zentralbank zu verschulden.

1 Ebenda, S. 13

D.h. aber, daß die betrachtete Bank dem System Überschußreserven in Höhe des benötigten Betrages an Zentralbankgeld entzieht. Da grundsätzlich alle Banken des Systems nach diesen Gesichtspunkten handeln, es also vorziehen, "...die Reserveguthaben anderer Banken zu rauben, als selbst bei der Reservebank zu borgen",¹ ist davon auszugehen, daß zumindest faktisch das Geldschöpfungspotential eines Bankensystems, das aus einer Vielzahl von Banken besteht und in dem der Diskontsatz über den Marktsätzen liegt, i.d.R. geringer ist, als das eines Systems, welches aus einer einzigen Geschäftsbank besteht.²

Entscheidend für die Ableitung des obigen Ergebnisses ist die Annahme, daß dem Diskontsatz eine gewisse "Abschreckungswirkung" zukommt. Letztere wird um so größer sein, je höher der Diskontsatz über den Marktsätzen liegt. Hingegen dürfte eine Abschreckungswirkung kaum anzunehmen sein, wenn der Diskontsatz, wie in der Bundesrepublik, unter den Marktsätzen liegt.³ In diesem Fall können die Geschäftsbanken mittels der Diskontsatzpolitik grundsätzlich nicht daran gehindert werden, sich bei der Zentralbank zu verschulden. In Einklang mit diesen Überlegungen steht auch die bereits erwähnte Tatsache, daß das Refinanzierungsvolumen der Geschäftsbanken bei der Bundesbank z.T. in Zeiten einer restriktiven Geldpolitik zugenommen und in Zeiten einer expansiven Geldpolitik abgenommen hat.

Wir vermuten daher, daß die Diskontsatzpolitik der Bundesbank wenig geeignet ist, das Geldangebotsverhalten des Geschäftsbankensektors unmittelbar zu beeinflussen. Allerdings könnte sich ein indirekter Einfluß insofern ergeben, als

- a) die Kreditnachfrage K in gewissem Umfang zinselastisch ist und

1 J.M. Keynes, Vom Gelde (A Treatise on Money); Dtsche. Übersetzung von C. Krämer unter Mitwirkung von L. Krämer; München und Leipzig 1932, S. 499

2 Vgl.: F.A. Lutz, a.a.O., S. 12 ff

3 Ebenda, S. 14

- b) Veränderungen des Diskontsatzes u.U. gleichgerichtete Änderungen der Zinssätze auf den Kredit- und Kapitalmärkten induzieren.

Es deutet jedoch - wie bereits erwähnt - einiges darauf hin, daß die Zinselastizität der Kreditnachfrage relativ gering ist und einem evtl. indirekten Zinseffekt somit nur eine untergeordnete Bedeutung zukommen wird. Diese Überlegungen decken sich mit der Tatsache, daß der Regressionskoeffizient der Diskont-Variablen d in den OLS-Schätzungen der Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten durchweg statistisch insignifikant war.

Das positive Vorzeichen des Koeffizienten des Diskontsatzes in der Nachfragerelation des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten hatten wir als Bestätigung der Erwartungs-These interpretiert. Sofern diese Interpretation "richtig" ist, ist zu erwarten, daß Diskontsatzerhöhungen eine vermehrte Kreditnachfrage des Publikums und damit verbunden ein vermehrtes Geldangebot induzieren. Zwar vergrößert eine Diskontsatzerhöhung *cet. par.* auch die Kosten eines evtl. Liquiditätsdefizits, so daß die Banken u.U. einen höheren Mindest-Reservebestand zur Liquiditätssicherung zu halten wünschen. Jedoch dürfte dieser bezüglich der angebotenen Geldmenge kontraktiv wirkende Effekt recht schwach sein und von dem durch die vermehrte Kreditnachfrage induzierten expansiven Effekt überkompensiert werden.

In einem Bankensystem, in dem der Diskontsatz unter den Marktsätzen liegt, ist eine Kontrolle der Zentralbankverschuldung der Geschäftsbanken vornehmlich über die Bemessung der Rediskontkontingente möglich. Wir haben jedoch bereits erwähnt, daß letztere in der Bundesrepublik, zumindest während des Untersuchungszeitraumes, durchweg so großzügig bemessen waren, daß von ihrer Dimensionierung keine kontraktiven Einflüsse hinsichtlich der angebotenen Geldmenge ausgegangen sein dürften.

Fassen wir unsere Überlegungen zusammen, so wird man davon ausgehen können, daß es der Bundesbank

- unter den institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik und
- bei einem quantitativen Einsatz der Diskontsatz- und Rediskontkontingentpolitik, wie er während des Untersuchungszeitraumes erfolgte,

grundsätzlich nicht möglich ist, die Geschäftsbanken mit Hilfe der Diskontsatz- und Rediskontkontingentpolitik entgegen ihrem Willen daran zu hindern, die Kreditnachfrage des Publikums zu erfüllen und damit Geldschöpfung zu betreiben.¹

Reicht die Kreditnachfrage des Publikums nicht aus, um das - bspw. infolge eines Zahlungsbilanzüberschusses - vorhandene zusätzliche Geldschöpfungspotential voll ausnutzen zu können, so bietet sich für die Geschäftsbanken der Erwerb von Kapitalmarktpapieren an. Diese erbringen zwar i.d.R. eine geringere Verzinsung als Direktkredite, sind aber immer noch wesentlich rentabler als Liquiditätsanlagen i.S.d. Bundesbank. Kapitalmarktpapiere dürften daher vornehmlich die Funktion von Ersatzanlagen bei fehlenden Möglichkeiten zur Gewährung von Direktkrediten übernehmen.² Bietet sich dem Bankensystem die Chance zur Ausweitung des Kreditvolumens, so wird es diese Ersatzanlagen zumindest teilweise wieder abbauen.

Wir haben jedoch bereits bei der Diskussion der Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen darauf hingewiesen, daß dem Erwerb von Kapitalmarktpapieren durch das Bankensystem relativ enge Grenzen gesetzt sind. Begründet hatten wir dies im wesentlichen mit den "brokerage fees", dem verhältnismäßig hohen Kursrisiko sowie einer möglichen Marktenge. Es ist daher zu vermuten, daß die Banken eine nach Befriedigung der

1 Hinsichtlich der Bedeutung der Mindestreservpolitik der Bundesbank vgl. die entsprechenden Ausführungen im Rahmen der Diskussion von "Modell II".

2 Vgl.: D.R. Hodgman, a.a.O., S. 38 ff. - R.J. Robinson, The Management of Bank Funds, New York 1962, S. 325 ff. - W. Salomo, a.a.O., S. 20 - K. Thomas, Ausleihungen, Diskontierungen und Wertpapieranlagen der Kreditbanken (Die Unternehmung am Markt, Bd. 3), Berlin 1956, S. 49 ff. - Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank 1967, S. 68

Kreditnachfrage des Publikums noch vorhandene freie Überschußreserve in nur relativ geringem Umfang abbauen, indem sie Kapitalmarktpapiere von Nichtbanken erwerben. Auf keinen Fall ist eine dem Multiplikatoreffekt ähnliche Veränderung der Nachfrage nach im Besitz von Nichtbanken befindlichen Papieren und damit des Geldangebots zu erwarten.

Besitzt das Bankensystem nach Befriedigung der Kreditnachfrage des Publikums sowie nach einem evtl. Erwerb von Kapitalmarktpapieren noch "freie" Bestände an Zentralbankgeld, so bieten sich vornehmlich folgende Verwendungsmöglichkeiten an:

a) Erwerb von Liquiditätsanlagen

Grundsätzlich ändert der Erwerb von Liquiditätsanlagen nichts an der betragsmäßigen Höhe der freien Überschußreserven (in dem oben definierten Sinn) und damit an dem Geldschöpfungspotential des Bankensystems. Einer Veränderung unterliegt lediglich die Struktur der freien Überschußreserven. Hinsichtlich der Auswirkungen auf die angebotene Geldmenge ist folgendes zu sagen:

Soweit der Erwerb von Liquiditätsanlagen auf ausländischen Märkten erfolgt, hat dies ex definitione keine unmittelbare Bedeutung für die im Inland angebotene Geldmenge. Aber auch Transaktionen mit inländischen Geldmarktpapieren bewirken i.d.R. keine unmittelbare Veränderung der angebotenen Geldmenge, da Geldmarktpapiere fast ausschließlich zwischen Kreditinstituten und dem Zentralbanksystem gehandelt werden.

b) Entschuldung beim Zentralbanksystem

Das Geschäftsbankensystem kann "überschüssiges" Zentralbankgeld auch zum Abbau einer evtl. Zentralbankverschuldung verwenden. Dadurch ändert sich zwar die Geldbasis und folglich cet. par. auch die freie Überschußreserve (in dem oben definierten Sinn). Ob sich aber auch der Geldschöpfungsspielraum des Geschäftsbankensektors faktisch entscheidend verändert, dürfte zweifelhaft sein; denn mit der Entschuldung beim Zentralbanksystem geht cet. par. notwen-

digerweise eine Erhöhung des Volumens der unausgenutzten Rediskontkontingente einher.

Ein unmittelbarer Einfluß auf die angebotene Geldmenge ergibt sich aus einer Verminderung der Zentralbankverschuldung nicht, da es sich hierbei - ähnlich wie bei Transaktionen in Offenmarktpapieren - ausschließlich um Geschäfte zwischen den Kreditinstituten und dem Zentralbanksystem handelt.

Wie bereits erwähnt, ist davon auszugehen, daß das Bankensystem, sofern es hohe freie Überschußreserven besitzt, die es im Rahmen der gegebenen Datensituation nicht zur Gewährung von Krediten an Nichtbanken einsetzen kann, bereit sein wird, Kredite zu verhältnismäßig günstigen Konditionen - insbesondere Zinssätzen - zur Verfügung zu stellen, um die stagnierende Kreditnachfrage anzuregen. Es spricht jedoch einiges dafür, daß die Zinselastizität der Kreditnachfrage relativ gering ist. Folglich dürfte es fraglich sein, ob durch Variationen der Soll-Zinsen eine quantitativ beachtliche Veränderung der Kreditnachfrage und damit des Geldvolumens erzielt werden kann.

Formelmäßig lassen sich diese Überlegungen wie folgt darstellen:

$$(29) \quad dM_1^S = \theta_0 [SR(0) - \mu dK] + \theta_1 dK$$

Dabei symbolisiert der Parameter θ_1 die Geldangebotsreaktion des Bankensystems bezüglich Veränderungen der Kreditnachfrage K der Nichtbanken, soweit erstere unabhängig ist von der gleichzeitig erfolgenden Änderung der Reserveposition. Der Parameter θ_0 beschreibt die Geldangebotsreaktion des Bankensystems hinsichtlich der nach einer evtl. Befriedigung der Kreditnachfrage des Publikums noch vorhandenen (positiven oder auch negativen) freien Überschußreserve.

Eine Interpretation des Parameters θ_0 als Multiplikator erscheint uns wenig sinnvoll, da - wie oben dargelegt - davon auszugehen ist, daß das Bankensystem einen nach Befriedigung

der Kreditnachfrage des Publikums noch vorhandenen Geld- bzw. Kreditschöpfungsspielraum u.U. nur in relativ geringem Umfang ausnutzt.

In etwas anderer Form können wir für (29) schreiben

$$(30) \quad dM_1^S = \theta_0 SR(0) + (\theta_1 - \theta_0 \mu) dK$$

Wir haben oben festgestellt, daß Kredite den Nichtbanken vornehmlich in Form von Sichtdepositen zur Verfügung gestellt werden. Es ist somit zu erwarten, daß der numerische Wert des Koeffizienten θ_1 in der Größenordnung von 1 liegt und der Koeffizient $(\theta_1 - \theta_0 \mu)$ einen Wert knapp unter 1 annimmt. Diese Vermutungen werden durch die empirischen Schätzungen in Abschnitt 44. bestätigt.

Der Ansatz (30) bedarf jedoch noch gewisser Modifikationen:

- a) Erwirbt die Bundesbank von Nichtbanken bspw. Kapitalmarktpapiere, so erhöht sich dadurch die im Nichtbankensektor vorhandene Geldmenge. Hinsichtlich der quantitativen Auswirkungen von derartigen Offenmarktoperationen ist jedoch danach zu differenzieren, ob die Transaktionen über Depositenkonten bei Kreditinstituten abgewickelt werden oder nicht.
- Erfolgen die Transaktionen ohne Zwischenschaltung eines Kreditinstitutes, so fließt dem Publikum unmittelbar Zentralbankgeld in Höhe des Transaktionsvolumens zu.
 - Wickeln die veräußernden Nichtbanken die Transaktionen hingegen über Depositenkonten bei Kreditinstituten ab, so fließt das Zentralbankgeld dem Geschäftsbankensystem zu, während das Publikum in gleicher Höhe Sichtdepositen eingeräumt bekommt.

In beiden Fällen erfährt die Geldbasis eine Veränderung in Höhe des Transaktionsvolumens. Bei Zwischenschaltung eines Kreditinstitutes wird die Expansion der Geldmenge i.d.R. jedoch stärker sein, da zu dem "direkten" Geldmengeneffekt noch ein durch die Veränderung der Überschußreserven induzierter "indirekter" Effekt hinzukommt.

Bezeichnet man allgemein¹ mit $\theta_2 dB_1$ den "direkten" Geldmengeneffekt einer Veränderung der monetären Basis B_1 , d.h. den Effekt, der unabhängig ist von dem durch die gleichzeitige Änderung der freien Überschußreserve des Bankensystems ausgelösten Portfolio-Anpassungsprozesses, so kann man schreiben

$$(31) \quad dM_1^S = \theta_0 SR(0) + (\theta_1 - \theta_0 \mu) dK + \theta_2 dB_1$$

- b) Wir haben oben erläutert, daß die Umwandlung einer Einheit Sichtdepositen in eine Einheit Zeitdepositen nicht nur die Reserveposition des Bankensystems verändert, sondern un- actu auch unmittelbar eine Verminderung des Geldvolumens M_1 um eine Einheit bewirkt.² Es erscheint daher sinnvoll, den Ansatz (31) durch Einführung der Variablen dZ zu erweitern.

$$(32) \quad dM_1^S = \theta_0 SR(0) + (\theta_1 - \theta_0 \mu) dK + \theta_2 dB_1 - dZ$$

Gegenstand der obigen Untersuchung war im wesentlichen die Analyse der Reaktion des Bankensystems auf eine gegebene freie Überschußreserve. Nunmehr wollen wir uns der Frage nach den Bestimmungsfaktoren dieser freien Überschußreserve zuwenden.

22. Die Bestimmungsfaktoren der freien Überschußreserven

Wir hatten die freien Überschußreserven des Bankensystems definiert als Summe derjenigen Bankaktiva, die entweder unmittelbar Zentralbankgeld darstellen, oder aber jederzeit ohne größere Verluste in Zentralbankgeld umgewandelt werden können, soweit sie die aus Gründen der Liquiditätssicherung für notwendig erachteten Mindestbestände an hochliquiden Aktiva über-

1 Vgl.: K. Brunner and A.H. Meltzer, a.a.O., S. 247: "(Der Parameter θ_2)...specifies the proportion of base money injected that affects simultaneously the banks reserve position and deposit liabilities. Such injections add an amount ($\theta_2 dB_1$) directly to the money stock, independent of the response mechanism triggered by the associated emergence of surplus reserves."

2 Ebenda

schreiten. Freie Überschußreserven stellen somit eine nicht beobachtbare Größe dar. Die Formulierung eines statistisch operationalen Ansatzes erfordert daher, die freien Überschußreserven in Beziehung zu setzen zu beobachtbaren Daten.

Wir gehen in Anlehnung an Brunner und Meltzer davon aus, daß der Prozeß, der - unabhängig von Portfolio-Anpassungen des Bankensystems - die freien Überschußreserven SR erzeugt, durch den folgenden Ansatz approximiert werden kann:¹

$$(33) \quad SR = \alpha_0 (dB_1 + dQ_1) - \alpha_1 dC_0 + \alpha_2 dZ_0 - dL^*(i)$$

mit $B_1 = B^B + C + L - F$

Dabei symbolisiert $L^*(i)$ die Nachfrage des Bankensystems nach freiwilligen Liquiditätsreserven (d.s. in der amerikanischen Terminologie die "cash assets in excess of required reserves"²).

Brunner und Meltzer gehen von der Hypothese aus, daß

- a) die Nachfrage der Nichtbanken nach Bar- und Zeitdepositen als Argument u.a. den "wealth" enthält und
- b) die Nachfrage der Geschäftsbanken nach freiwilligen Liquiditätsreserven als Argument u.a. die "deposit liabilities" (d.s. die Depositen-Einlagen des Publikums) enthält.

"The public's demand functions are assumed to depend on monetary wealth (i.e. money stock plus time deposits), non-monetary wealth and pertinent cost and yield entities. The banks' demand is dependent on a spectrum of relevant interest rates and deposit liabilities."³ Dann ist aber folgendes zu beachten:

1 Vgl.: K. Brunner, a.a.O., S. 95 - K. Brunner und A.H. Meltzer, a.a.O., S. 245

2 Ebenda - Unter den institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik wird man zu den freiwilligen Liquiditätsreserven in gewissem Umfang auch die Liquiditätsanlagen i.S.d. Bundesbank zählen müssen.

3 Ebenda

- a) Veränderungen der Nachfrage der Nichtbanken nach den verschiedenen Depositenarten, die durch Variationen des "monetary wealth" induziert werden, sind Elemente des in Relation (32) zum Ausdruck kommenden Geldschöpfungsprozesses.
- b) Andererseits beeinflussen - wie ein Blick auf Relation (33) zeigt - Veränderungen der Nachfrage der Nichtbanken nach den verschiedenen Depositenarten sowie der Nachfrage des Bankensystems nach freiwilligen Liquiditätsreserven, die durch andere Variable (z.B. durch Änderung der relevanten Zinssätze) induziert werden, das Volumen der im Bankensystem vorhandenen Überschußreserven.

Als Ergebnis ist daher festzustellen, daß Änderungen des Volumens der freien Überschußreserven SR den durch (32) beschriebenen Anpassungsprozeß beeinflussen. D.h. zwischen dem Prozeß (32), den wir als Erklärungs-Modell für die Reaktion des Bankensystems auf eine gegebene freie Überschußreserve interpretiert hatten, und dem Prozeß (33), den wir als Erzeugungs-Modell für die freien Überschußreserven interpretiert hatten, bestehen interdependente Beziehungen. Brunner und Meltzer¹ definieren die Variablen dC_o , dZ_o und dL_o^* in Relation (33) daher als "...changes in...the public's currency holdings,...time deposit allocations, and...the banks' asset allocation to cash that occur INDEPENDENTLY of changes in the interest rates that induce banks to reshuffle deposits between time and demand accounts, and similar occurrences."

Die Nachfrage der Nichtbanken nach Bar- und Zeitdepositen, soweit sie unabhängig von Änderungen des "monetary wealth" ist, ermittelt Brunner mit Hilfe einer "trial and error"-Methode.²

Im folgenden sei - ohne eine erschöpfende Behandlung anzustreben - die Bedeutung der einzelnen Einflußfaktoren in (33) diskutiert:

1 Ebenda, S. 246

2 Vgl.: K. Brunner, a.a.O., S. 107

a) In der Geldbasis B_1 werden eine Vielzahl unterschiedlicher Einflußfaktoren erfaßt:

aa) Von hervorragender Bedeutung sind dabei in der Bundesrepublik die Devisentransaktionen der inländischen Nichtbanken im Rahmen des Leistungs- und Kapitalverkehrs mit dem Ausland,¹ soweit die entsprechenden Zahlungen über inländische Geschäftsbanken abgewickelt werden. Es sei unterstellt, daß dem Bankensystem Devisen im Netto-Wert dW zufließen. Geht man von der vereinfachenden Annahme aus, daß die Kreditinstitute dem Publikum in Höhe des Wertes dW des Netto-Devisenzuflusses Sichtdepositen einräumen, so resultiert daraus eine Bindung von Liquiditätsreserven

- in Höhe von $q^D dW$ als gesetzliche Mindestreserve sowie
- in Höhe von $w^D dW$ als freiwillige Liquiditätsreserve.

Andererseits verursachen Devisentransaktionen der Nichtbanken aber auch unmittelbar Veränderungen der Reserveposition des Bankensystems; denn die Bundesbank ist bei freier Konvertibilität der Währungen und festen Wechselkursen praktisch gezwungen, ein Überangebot an Devisen gegen Bereitstellung von Inlandswährung aufzunehmen. Die Geschäftsbanken können daher einen Netto-Devisenzufluß prinzipiell jederzeit in Zentralbankgeld umwandeln; sie können die Devisen aber auch in Form von kurzfristigen Auslandsanlagen halten. Die Frage, in welchem Umfang das Bankensystem zufließende Devisen in Zentralbankgeld umwandelt oder aber in Form von kurzfristigen Auslandsanlagen hält, ist im gegenwärtigen Zusammenhang jedoch weitgehend uninteressant, da sich dadurch definitionsgemäß nur die Struktur, nicht aber die Höhe der Überschußreserve ändert. Analoge Überlegungen gelten bei Netto-Devisenabflüssen.

Unter den obigen - etwas vereinfachenden Annahmen -

¹ Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 57 ff

können wir für die durch Devisenzu- bzw. -abflüsse induzierten Veränderungen der Reserveposition des Bankensystems schreiben

$$\left[1 - (q^D + w^D) \right] dW$$

Die wichtigsten Bestimmungsfaktoren der Devisentransaktionen der inländischen Nichtbanken im Rahmen des Leistungs- und Kapitalverkehrs dürften sein

- beim Leistungsverkehr: Preise, Einkommen und Wechselkurse,
- beim Kapitalverkehr: Zinsdifferenzen zum Ausland, unterschiedliche Besteuerung der Einkünfte aus Kapitalvermögen im In- und Ausland sowie die allgemeine Liquiditätslage der Wirtschaft.

Darüber hinaus spielen weitgehend irrationale und daher kaum quantifizierbare Faktoren, wie Auf- bzw. Abwertungserwartungen, eine nicht unbedeutende Rolle. Dies gilt insbesondere für kurzfristige Kapitaltransaktionen sowie hinsichtlich der Veränderungen der "terms of payment".

- bb) Eine weitere Determinante der Geldbasis B_1 sind die Aktivtransaktionen der Kreditinstitute mit der Zentralbank und/oder dem Ausland.¹ Dabei sei hier unter dem Begriff "Aktivtransaktionen" der Erwerb oder die Veräußerung von Ertragszwecken dienenden Bankaktiva verstanden. Nicht dazu zählen wollen wir Transaktionen in Liquiditätsanlagen sowie die Rediskontierung von Wechseln.

Bei den Aktivtransaktionen mit der Zentralbank handelt es sich im wesentlichen um Transaktionen in öffentlichen Anleihen. Zu den Aktivtransaktionen mit dem Ausland zählen vor allem die langfristigen Kredit- und

¹ Ebenda, S. 68 ff.

Darlehensgeschäfte sowie die Transaktionen in Kapitalmarktpapieren, soweit sie das Ausland betreffen.

Unterstellt man vereinfachend, daß die Geschäftsbanken Devisen, die sie für Transaktionen in Auslandsaktiva benötigen, stets bei der Zentralbank gegen Zentralbankgeld erwerben, sowie Devisen, die sie aus der Veräußerung von Aktiva im Ausland erhalten, stets bei der Zentralbank in Zentralbankgeld umwandeln, so resultiert aus einer Veränderung der Aktivtransaktionen im Werte dA eine Änderung der Reserveposition und damit der Überschußreserve des Bankensystems in gleicher Höhe.¹

Wir haben oben bereits erörtert, daß Kapitalmarktpapier vornehmlich die Funktion von Ersatzanlagen bei fehlender Kreditnachfrage im Inland erfüllen. Ähnliche Funktionen erfüllen Auslandsanlagen in Form von Direktkrediten oder Portfolioinvestitionen. Inwieweit die Banken Inlands- oder Auslandsanlagen bevorzugen, ist vornehmlich eine Frage des Zinsgefälles zwischen den in- und ausländischen Kredit- bzw. Kapitalmärkten, wobei allerdings noch evtl. Kurssicherungskosten zu berücksichtigen sind.

- cc) Ein anderer Bestimmungsfaktor der Geldbasis B_1 ist das Volumen der Offenmarktoperationen des Zentralbanksystems mit Nichtbanken.² Den "direkten Geldmengeneffekt" derartiger Transaktionen haben wir oben bereits kurz diskutiert. Hinsichtlich evtl. Auswirkungen auf die Reserveposition des Bankensystems ist folgendes zu sagen:

Unterstellt man vereinfachend, daß die Nichtbanken finanzielle Transaktionen, die mit Offenmarktoperationen des Zentralbanksystems zusammenhängen, über Sichtdepositenkonten bei Kreditinstituten abwickeln, so resul-

¹ Dabei wird die Tatsache vernachlässigt, daß die bei Banken im Ausland aufgenommenen Gelder in der Bundesrepublik zu den reservepflichtigen Verbindlichkeiten gehören, soweit sie eine Befristung von weniger als vier Jahren aufweisen.
- Vgl.: § 2(1) AMR

² Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 64

tiert aus einer Veränderung des Volumens der Offenmarktoperationen um den Betrag dO_N cet. par. eine Änderung der Reserveposition des Bankensystems in Höhe von¹

$$\left[1 - (q^D + w^D)\right] dO_N$$

Geht man davon aus, daß die Bundesbank eine expansive Geldpolitik betreibt und folglich Wertpapiere von Nichtbanken kauft, so erhöht sich einerseits die im Bankensystem vorhandene Zentralbankgeldmenge um den Betrag dO_N , andererseits aber räumen die Geschäftsbanken dem Publikum definitionsgemäß in gleicher Höhe Sichtdepositen ein, so daß uno actu eine Verminderung der Reserveposition erfolgt, und zwar

- in Höhe von $q^D dO_N$ als gesetzliche Mindestreserve sowie
- in Höhe von $w^D dO_N$ als freiwillige Liquiditätsreserve

Analoge Überlegungen gelten, wenn die Bundesbank im Rahmen einer restriktiven Geldpolitik Wertpapiere an Nichtbanken verkauft.

Sofern die Nichtbanken die mit den Offenmarktoperationen verbundenen finanziellen Transaktionen nicht über Depositenkonten bei den Kreditinstituten abwickeln, erfolgt keine direkte Veränderung der Reserveposition des Bankensystems. Unmittelbar wirksam wird dann nur der "direkte Geldmengeneffekt".

b) Hinsichtlich der Variablen Q_1 ist folgendes zu sagen:

Ändert die Bundesbank die gesetzlichen Mindestreservesätze für Sicht-, Termin- und/oder Spardepositen, so resultiert daraus cet. par. eine Änderung des Mindestreserve-Solls in Höhe von

$$dQ_1 = dq^D D + dq^Z Z$$

1 Ebenda

Dabei bezeichnet q^D den durchschnittlichen Mindestreservesatz für Sichtdepositen und q^Z denjenigen für Zeitdepositen.

Es scheint daher gerechtfertigt, die Auswirkungen der Mindestreservpolitik der Bundesbank auf das Geldangebotsverhalten des Bankensystems mit Hilfe der Variablen Q_1 zu erfassen.

- c) Wenden wir uns nunmehr den Einflüssen zu, die von einer Änderung der Bargeldhaltung des Publikums ausgehen.

Es sei angenommen, daß die Bargeldhaltung des Publikums um den Betrag dC abnimmt. Sieht man davon ab, daß auch die Nichtbanken Depositenkonten beim Zentralbanksystem unterhalten können, so resultiert aus einer Abnahme der Bargeldhaltung des Publikums um den Betrag dC cet. par. eine betragsmäßig gleiche Zunahme der im Bankensystem vorhandenen Zentralbankgeldmenge. Geht man wiederum von der - in diesem Zusammenhang sicherlich problematischen - vereinfachenden Annahme aus¹, daß das Bankensystem dem Publikum als Gegenwert für das überlassene Bargeld Sichtguthaben einräumt, so erfolgt uno actu mit dem die Reserveposition erhöhenden Bargeldzufluß eine Verminderung der Reserveposition

- in Höhe von $q^D dC$ als gesetzliche Mindestreserve sowie

- in Höhe von $w^D dC$ als freiwillige Liquiditätsreserve

Analoge Überlegungen gelten, wenn die Bargeldhaltung des Publikums zunimmt. Wir können daher für die durch Änderungen der Bargeldhaltung des Publikums bewirkten Veränderungen der Reserveposition des Bankensystems schreiben

¹ Ebenda, S. 50, Fußnote 1: "Barabhebungen und -einzahlungen erfolgen selbstverständlich nicht nur bei Sichteinlagekonten..., sondern auch bei Konten anderer Einlagearten, insbesondere Spareinlagen. Bei einer Barverfügung über Spareinlagen wäre das Reserverdefizit, bei einer Bareinzahlung zugunsten von Spareinlagen wäre der Reserveüberschuß größer als bei entsprechenden Bewegungen auf Sichteinlagekonten, da die gesetzlichen und gewünschten Reservesätze für Spareinlagen niedriger sein werden als für Sichtguthaben... Der in dem obigen Ausdruck auf diese Weise zu gering veranschlagte Effekt der Bargeldbewegungen wird jedoch weiter unten durch die Einführung einer Größe, die die Reserveeffekte von Umbuchungen zwischen Sicht- und Termineinlagekonten (einschl. Spareinlagekonten) wiedergibt...korrigiert." Vgl. hierzu Punkt d) in diesem Kapitel.

$$- \left[1 - (q^D + w^D) \right] dC$$

Hinsichtlich der Determinanten der Bargeldnachfrage wird auf die entsprechenden Ausführungen in Teil B verwiesen.

- d) Die Bedeutung von Änderungen der Nachfrage der Nichtbanken nach Zeitdepositen für die Reserveposition des Bankensystems ergibt sich aus der Tatsache, daß sowohl der gesetzliche Mindestreservesatz q^D als auch der freiwillige Reservesatz w^D für Sichtdepositen größer sind als die entsprechenden Sätze q^Z bzw. w^Z für Zeitdepositen. Die damit zusammenhängenden Fragen wurden bereits im Rahmen der Kritik an "Modell I" erörtert. Dort haben wir auch abgeleitet, daß aus der Umbuchung des Betrages dZ bestehender Sichtdepositen auf Zeitdepositenkonten eine Veränderung der Reserveposition des Bankensystems in Höhe von

$$\left[(q^D - q^Z) + (w^D - w^Z) \right] dZ$$

resultiert. Es ist allerdings zu erwarten, daß die Bedeutung dieses Effektes relativ gering ist; denn die quantitativen Unterschiede bezüglich der Höhe der Reservesätze q^D und q^Z sowie w^D und w^Z sind nicht allzu groß. Ob die Auswirkungen einer Änderung der Nachfrage des Publikums nach Zeitdepositen auf die Reserveposition des Bankensystems jedoch so schwach sind, daß sie vernachlässigt werden können, dürfte zweifelhaft sein. So erklärt bspw. die Bundesbank den im Jahre 1966 im Vergleich zu 1965 relativ geringen Anstieg des Mindestreserve-Solls der Geschäftsbanken z.T. damit, "...daß in der zweiten Hälfte des Berichtsjahres...in gewissem Umfang Sichteinlagen von Nichtbanken aus Zinsgründen auf Terminkonten übertragen wurden, für die nicht so hohe Mindestreserven zu halten sind, wie für Sichtverbindlichkeiten."¹

Mit der Analyse der Reaktion des Bankensystems auf eine gegebene Überschußreserve sowie der Untersuchung der wesentlichen Determinanten dieser Überschußreserve haben wir die Grundlagen geschaffen zur Ableitung der Geldangebotsfunktion des Bankensystems. Diesem Problemkreis wollen wir uns im folgenden zuwenden.

33. Die Geldangebotsfunktion

Kombinieren wir die Relationen (32) und (33), so ergibt sich nach einigen Umformungen

$$dM_1^S = \theta_0 (dB_1 + dQ_1) - \theta_0 \alpha_1 dC_0 - (1 - \theta_0 \alpha_2) dZ_0 + (\theta_1 - \theta_0 \mu) dK - \theta_0 dL^*(i)$$

Die Geldangebotsfunktion des Bankensystems läßt sich aus obiger Relation grundsätzlich durch schrittweise Integration der Änderungsraten gewinnen.¹ Allerdings erweist es sich in diesem Zusammenhang als störend, daß die einzelnen Summanden nicht unabhängig voneinander sind. So sind bspw. sämtliche Koeffizienten abhängig von den von der Bundesbank geforderten Mindestreservesätzen.² Wir unterstellen im folgenden, daß die Vernachlässigung der Interdependenzen zwischen den erklärenden Variablen zu keinen schwerwiegenden Fehlern führt und spezifizieren - in Anlehnung an K. Brunner - als Geldangebotsfunktion des Bankensystems³

$$M_1^S = \beta_0 + \beta_1 (B_1 + Q) - \beta_2 c - \beta_3 z + \beta_4 K - \beta_5 L^*(i)$$

wobei β_0 eine Integrationskonstante bezeichnet.

In obigem Ansatz symbolisieren⁴

1 Vgl.: K. Brunner, a.a.O., S. 94 f.: "A schema for the specification of a money supply function can now be obtained by term-wise integration of the growth rate expression."

2 Ebenda, S. 95: "All the coefficients...are functions of the reserve requirements. As it happens, reserve requirements are constant over lengthy intervals. This enables us to integrate the growth functions at least over this intervals."

3 Ebenda

4 Wegen der Unsicherheiten, die mit der Schätzung des Anteils der Nachfrage des Publikums nach Bar- bzw. Zeitdepositen, der unabhängig ist von Änderungen des "monetary wealth", verbunden sind, haben wir die Variablen c und z als erklärende Variable verwendet. Die Verhältniszahlen c und z können als Indexfunktionen für die "wahren" erklärenden Variablen C_0 und Z_0 interpretiert werden. Ein ähnlicher Ansatz findet sich bei K. Brunner, a.a.O., S. 109: "The ratios c (and) t ... - d.s. in unserer Symbolik c und z - can be interpreted as indexes of the intended magnitudes c (and) t ... - d.s. in unserer Symbolik C_0 und Z_0 . These indexes differ from their intended magnitude approximately by the volume of demand deposits adjusted." - Analoge Überlegungen gelten hinsichtlich der Variablen Q und $L(i)$.

- die Variable c die Kassenhaltung der Nichtbanken pro Einheit Sichtdepositen und
- die Variable z den Anteil pro Einheit Sichtdepositen, der von Nichtbanken in Zeitdepositen umgewandelt wird

Die Variable Q kennzeichnet die kumulierten Zunahmen (-) bzw. Abnahmen (+) der von den Geschäftsbanken bei der Bundesbank gehaltenen Reserven.¹

Da einerseits die Mindestreservpolitik der Bundesbank auf eine Vermehrung bzw. Verminderung der Liquiditätsreserven des Bankensystems abzielt und andererseits die von den Geschäftsbanken bei der Bundesbank gehaltenen Reserven fast ausschließlich gesetzliche Mindestreserven darstellen, scheint es grundsätzlich möglich, mit Hilfe der Variablen Q die Auswirkungen der Mindestreservpolitik der Bundesbank auf das Geldangebotsverhalten des Geschäftsbankensektors zu erfassen.

44. Die Ergebnisse der OLS-Schätzungen

In einem ersten Ansatz haben wir versucht, das Geldangebot M_1^S des Bankensystems als Funktion der modifizierten Geldbasis

$$(34) \quad B_2 = B_1 + Q$$

des Kassenhaltungskoeffizienten c, des Zeitdepositenkoeffizienten z sowie der Kreditnachfrage K aufzufassen.

Als OLSE der Geldangebotsrelation erhält man

$$(35) \quad M_1^S = 40,3470 + 0,2356B_2 - 34,9501c - 4,2996z + 0,9181K \\ (4,5541) \quad (-6,1798) \quad (-3,5864) \quad (22,9162)$$

$$R = 0,9978$$

$$DW = 1,3812$$

Festzustellen ist, daß die Varianz des Geldangebots durch den obigen Ansatz so gut wie vollständig erklärt wird. Die Regres-

1 Vgl.: K. Brunner, a.a.O., S. 106

sionskoeffizienten weisen alle das erwartete Vorzeichen auf und sind darüber hinaus bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 5 v.H. statistisch signifikant.

In Übereinstimmung mit unseren theoretischen Überlegungen ist das Geldangebotsverhalten des Geschäftsbankensektors bezüglich der Kreditnachfrage wesentlich elastischer als bezüglich der Geldbasis B_2 .¹ Es ergeben sich folgende (auf den Mittelwert bezogene) Elastizitäten

$$\epsilon(M_1^{S/B_2}) = 0,143 \qquad \epsilon(M_1^{S/K}) = 0,782$$

Unterstellt man diese Ergebnisse als "richtig", so bewirkt eine Veränderung der Geldbasis B_2 um 10 v.H. cet. par. eine Veränderung der angebotenen Geldmenge um 1,43 v.H., wohingegen eine Veränderung der Kreditnachfrage K um 10 v.H. cet. par. eine Veränderung des Geldangebots um 7,82 v.H. induziert.

Es ist jedoch zu erwarten, daß die Elastizität des Geldangebots hinsichtlich der Geldbasis leicht unterschätzt wird; denn in die Größe B_2 gehen die im Zuge der Mindestreservpolitik der Bundesbank freigesetzten bzw. gebundenen Bestände an Zentralbankgeld ein. Da man aber davon ausgehen kann, daß relativ starke Veränderungen der Geldbasis B_1 von der Bundesbank mit einer Herauf- bzw. Herabsetzung der Mindestreservesätze beantwortet werden, schlägt sich in dem Koeffizienten der Geldbasis B_2 sowohl der in bezug auf das Geldangebot expansiv (kontraktiv) wirkende Effekt einer Vergrößerung (Verminderung) der Geldbasis B_1 , als auch der kontraktiv (expansiv) wirkende Effekt der Mindestreservpolitik nieder.

1 K. Brunner, a.a.O., S. 109 ermittelt in einem ähnlichen Ansatz für die USA als Regressionskoeffizienten der modifizierten Geldbasis B_2 Werte in der Größenordnung von 2,5. Allerdings verwendet Brunner nicht die Kreditnachfrage K als erklärende Variable. Dieser Umstand scheint jedoch nicht für die unterschiedlichen Ergebnisse verantwortlich zu sein; denn auch bei Vernachlässigung der Kreditnachfrage K ergeben unsere Berechnungen für den Regressionskoeffizienten der Geldbasis B_2 keine wesentlichen Veränderungen. Vgl. hierzu die Relationen (39) und (41). - Wir führen die differierenden Ergebnisse auf die oben diskutierten unterschiedlichen institutionellen und tatsächlichen Gegebenheiten im deutschen und amerikanischen Bankensystem zurück.

Im folgenden werden wir an Stelle der Geldbasis B_2 versuchsweise die Geldbasis B_1 verwenden und die Mindestreservepolitik der Bundesbank durch Einführung des durchschnittlichen Mindestreservesatzes q als zusätzliche erklärende Variable zu erfassen suchen.¹ Zwar hängt der von den Geschäftsbanken bei der Bundesbank zu haltende Mindestreservebestand neben den Mindestreservesätzen auch von der Struktur des Einlagevolumens ab, jedoch wird man hiervon, wie bereits erwähnt, zumindest in der kurzfristigen Analyse abstrahieren können.

Als OLSE der dem Ansatz (35) entsprechenden Beziehung erhält man

$$(36) \quad M_1^S = 30,8918 + 0,3841B_1 - 22,5001c - 6,0328z + 0,8771K - 3,5873q \\ (6,5873)(-3,7789)(-5,2244)(25,8778)(-0,3090)$$

$$R = 0,9984$$

$$DW = 1,0276$$

Der Koeffizient der Variablen B_1 in Gleichung (36) hat sich gegenüber demjenigen der Variablen B_2 in Gleichung (35) zwar vergrößert, eine entscheidende Veränderung liegt jedoch nicht vor.

Aus obigem Ansatz ergeben sich für die (auf die Mittelwerte bezogenen) Elastizitäten des Geldangebots bezüglich der Geldbasis B_1 sowie bezüglich der Kreditnachfrage K

$$\epsilon(M_1^S / B_1) = 0,273 \quad \epsilon(M_1^S / K) = 0,747$$

Auf eine nähere Diskussion der Relationen (35) und (36) sei zunächst verzichtet, da den Ansätzen noch ein offensichtlicher Mangel anhaftet.

Weder in der Geldbasis B_1 noch in der Geldbasis B_2 sind die bei der Bundesbank aufgenommenen Refinanzierungskredite enthalten. Folglich werden auch die Auswirkungen der Diskontsatzpolitik nicht explizit erfaßt. Um diesem Mangel abzuhelpen, führen wir den Diskontsatz d als zusätzliche erklärende Varia-

1 Ebenda

ble ein.¹ Die den Ansätzen (35) und (36) entsprechenden OLS-Schätzungen ergeben

$$(37) \quad M_1^S = 40,0237 + 0,2435B_1 - 34,8956c - 4,3707z - 0,0715d + 0,9170K \\ (3,7254) (-6,0913) (-3,4565) (-0,2028) (22,4139)$$

$$R = 0,9978$$

$$DW = 1,3759$$

sowie

$$(38) \quad M_1^S = 30,4185 + 0,3767B_1 - 22,2009c - 5,8936z - 0,0832d \\ (5,1992) (-3,5311) (-4,1646) (-0,1799)$$

$$+ 0,8811K - 0,6010q \\ (21,4429) (-0,0295)$$

$$R = 0,9984$$

$$DW = 1,0311$$

Sowohl in Ansatz (36) als auch in Ansatz (38) weist der Regressionskoeffizient des durchschnittlichen Mindestreservesatzes q zwar das erwartete Vorzeichen auf, er ist jedoch in beiden Fällen statistisch völlig insignifikant. Aus diesem Umstand sowie dem betragsmäßig sehr kleinen numerischen Wert des Koeffizienten ist zu schließen, daß die Mindestreservepolitik der Bundesbank das Geldangebotsverhalten des Bankensystems nur relativ schwach beeinflußt. Ob dieses Ergebnis der Realität entspricht, dürfte jedoch fraglich sein; denn die wenigen bisher vorgenommenen Analysen des Geldangebotsverhaltens des Geschäftsbankensektors in der Bundesrepublik deuten sämtlich darauf hin, daß die Mindestreservepolitik der Bundesbank ein relativ scharfes und wirksames geldpolitisches Instrument ist.² Wir vermuten, daß das Ergebnis der obigen Schätzung folgendermaßen zu erklären ist:

Änderungen der Mindestreservesätze bewirken cet. par. unmittelbar eine Veränderung der Basis, auf der sich die Geldschöpfung

1 Vgl. hierzu: K. Brunner und A.H.Meltzer, a.a.O., S. 265

2 Vgl. z.B.: J. Siebke und M. Willms, a.a.O., S. 66

vollziehen kann. "Die Mindestreserveanforderungen hindern demnach die Kreditinstitute daran, ihre optimale Position zu erreichen. Sie können nicht in dem Umfang ertragbringende Aktiva erwerben, der für sie unter den Zielsetzungen der Gewinnmaximierung und Liquidität ohne Mindestreserveverpflichtungen optimal ist (es sei denn, die Mindestreserveverpflichtungen sind 'ineffektiv', d.h. niedriger als die Zentralbankguthaben des optimalen Portfolios der einzelnen Banken)"¹ Nach h.M. ist daher davon auszugehen, daß Variationen der Mindestreservesätze eine entgegengerichtete Änderung der angebotenen Kreditmenge induzieren. Es ist folglich denkbar, daß die Auswirkungen der Mindestreservpolitik der Bundesbank z.T. in dem OLS-Koeffizienten der Kredit-Variablen K erfaßt werden. Sofern diese Vermutung zutrifft, ist im Falle einer Vernachlässigung der Kreditnachfrage K als erklärende Variable zu erwarten, daß der numerische Wert des Regressionskoeffizienten der Variablen q im Vergleich zu Relation (37) bzw. (38) dem Betrage nach zunimmt und evtl. statistisch signifikant wird.

Für die dem Ansatz (38) analoge OLSE ergibt sich

$$(39) \quad M_1^S = 97,8323 + 0,8365B_1 - 94,5310c - 1,6457z + 5,2829d - 219,7229q \\ (3,5020) \quad (-5,1625) \quad (-0,3403) \quad (3,9382) \quad (-3,6069)$$

$$R = 0,9803$$

$$DW = 0,8913$$

Wie erwartet, ist der numerische Wert des Regressionskoeffizienten des durchschnittlichen Mindestreservesatzes q im Vergleich zu Ansatz (38) dem Betrage nach erheblich größer geworden und auch bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 5 v.H. statistisch signifikant.

Für die (auf den Mittelwert bezogene) Elastizität des Geldangebots M_1^S in bezug auf den durchschnittlichen Mindestreservesatz erhält man aus obiger Relation

$$(M_1^S/q) = 0,346$$

1 W. Salomo, a.a.O., S. 94

D.h. eine Änderung des durchschnittlichen Mindestreservesatzes q um 10 v.H. bewirkt - eine Elastizität von 0,35 unterstellt - eine Veränderung des Geldvolumens um ca. 3,5 v.H. Das Instrument der Mindestreservepolitik scheint daher relativ gut geeignet zu sein, um das Geldangebotsverhalten des Geschäftsbankensektors in der gewünschten Richtung zu beeinflussen. Es dürfte jedoch fraglich sein, ob die verhältnismäßig starken Auswirkungen einer Änderung des durchschnittlichen Mindestreservesatzes auf das Geldvolumen entsprechend der h.M. eine unmittelbare und "quasi" zwangsläufige Folge der (durch die Variation der Mindestreservesätze induzierten) Änderung der Reserveposition des Bankensystems darstellen oder aber mehr psychologisch bedingt sind. Dies sei im folgenden näher erläutert.

Wir haben oben dargestellt, daß die Banken grundsätzlich bestrebt sind, die Kreditnachfrage ihrer Kunden, wenn irgend möglich, zu befriedigen. Das gilt prinzipiell auch in Zeiten einer restriktiven Mindestreservepolitik der Bundesbank. Insbesondere werden die Banken eine Reaktion auf Erhöhungen der Mindestreservesätze dergestalt, daß sie ausstehende Kredite kurzfristig kündigen, kaum in Erwägung ziehen, und zwar vornehmlich aus folgenden Gründen:

- a) Eine kurzfristige Kündigung von ausstehenden Krediten würde mit ziemlicher Sicherheit einen Teil der Kunden verärgern und evtl. veranlassen, die Geschäftsbeziehungen mit dem kündigenden Institut abzubrechen. Gerade für Kreditinstitute ist aber die Pflege der Geschäftsbeziehungen besonders wichtig; denn "...their customers are their bread and butter, and customer relations are very important to them."¹ Es ist daher davon auszugehen, daß die Banken eine Kündigung von ausstehenden Krediten normalerweise unter allen Umständen zu vermeiden suchen.²
- b) Weiterhin beinhaltet eine kurzfristige Kündigung von aus-

¹ W.L. Smith, On the Effectiveness of Monetary Policy, The American Economic Review, Vol. 46 (1956), S. 594

² Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 96

stehenden Krediten die Gefahr von Forderungsausfällen. Auch unter diesem Gesichtspunkt werden die Banken daher bestrebt sein, Kündigungen zu vermeiden.

Darüber hinaus ist zu beachten, daß die kurzfristige Kündigung ausstehender Kredite infolge der vertraglichen Vereinbarungen rechtlich vielfach gar nicht möglich ist.

Es bleibt die Möglichkeit, die Vergabe von neuen Krediten einzuschränken. Wir haben jedoch bereits erläutert, daß Banken i.d.R. erwerbswirtschaftlich orientierte Unternehmen sind und Direktkredite i.a. die rentabelsten Bankaktiva darstellen. Es ist daher davon auszugehen, daß die Banken die Kreditvergabe unter Profitgesichtspunkten kaum einschränken werden, solange ihnen andere Anpassungsmöglichkeiten offen stehen. Zu denken ist hier vornehmlich an

- a) die Veräußerung von Liquiditätsanlagen i.S.d. Bundesbank
- b) die Aufnahme von Zentralbankkrediten sowie
- c) die Veräußerung von Wertpapieren.

Allerdings wird man dem Effekt c) kurzfristig keine allzu große Bedeutung beimessen dürfen. Es ist zu erwarten, daß die Veräußerung von Wertpapieren - wegen des dadurch u.U. induzierten Kursverfalls - in nur relativ geringem Umfang erfolgt. "Die Banken werden nicht geneigt sein, größere Kursverluste zu realisieren und deshalb bei einer allgemeinen Liquiditätsanspannung, wie sie eine Mindestreserveerhöhung hervorrufen kann, auch bei der Auflösung von Kapitalmarktanlagen zunächst Zurückhaltung üben."¹

Beachtet man, daß

- a) die Rediskontkontingente während des Untersuchungszeitraumes so großzügig bemessen waren, daß von ihrer Dimensionierung kaum signifikante Einflüsse auf das Refinanzierungsvolumen bzw. die Kreditvergabe ausgegangen sein dürften, und daß
- b) die Kreditinstitute unter den institutionellen Gegebenhei-

1 Ebenda, S. 97

ten in der Bundesrepublik Liquiditätsanlagen i.S.d. Bundesbank jederzeit ohne größere Verluste in Zentralbankgeld umwandeln können,

so ist davon auszugehen, daß die Banken auf Erhöhungen des Mindestreserve-Solls zunächst mit der Aufnahme von Zentralbankkrediten und/oder der Veräußerung von Liquiditätsanlagen reagieren.¹ Bei der Veräußerung von Liquiditätsanlagen handelt es sich ebenso wie bei der Aufnahme von Refinanzierungskrediten grundsätzlich um Transaktionen zwischen den Geschäftsbanken und dem Zentralbanksystem. Sie haben daher keinen unmittelbaren Einfluß auf das Geldvolumen. D.h. solange die Banken den durch die Erhöhung des Mindestreserve-Solls bewirkten Zentralbankgeldverlust durch Veräußerung von Liquiditätsanlagen und/oder Verschuldung beim Zentralbanksystem ausgleichen können, zeitigt die Mindestreservepolitik keine Auswirkungen i.S. eines Verhaltenszwanges auf die angebotene Geldmenge.

Erst wenn die Aufstockung der Zentralbankverschuldung sowie die Reduzierung der Bestände an Liquiditätsanlagen aus Rentabilitäts- und/oder Liquiditätsgesichtspunkten nicht mehr sinnvoll erscheint, werden die Banken auf Erhöhungen des Mindestreserve-Solls mit Änderungen ihres Wertpapier- und/oder Kreditvolumens reagieren.²

Beachtet man, daß die Liquiditätsanlagen des Geschäftsbankensektors, bezogen auf das Einlagevolumen, während des Untersuchungszeitraumes zwischen 3,2 v.H. und 9,2 v.H. geschwankt haben, so erscheint die Annahme eines "quasi" zwangsläufigen Einflusses der Mindestreservepolitik über die Veränderung der Reserveposition des Geschäftsbankensektors wenig wahrscheinlich. Denn die starken Schwankungen der Bestände an Liquiditätsanlagen zeigen, daß die Geschäftsbanken letztere z.T. in einem Umfang halten, der erheblich über die aus Liquiditätsgründen für notwendig erachteten Mindestbestände hinausgeht. Sofern keine psychologischen Faktoren wirksam werden, ist so-

1 Ebenda - Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank 1964, S. 17 ff.

2 Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 97

mit eigentlich zu erwarten, daß die Geschäftsbanken auf Erhöhungen der Mindestreservesätze zunächst nicht mit einer Verminderung der rentablen Kreditgewährung bzw. Wertpapierhaltung reagieren, sondern sich das erforderliche Zentralbankgeld durch Veräußerung von Liquiditätsanlagen (oder evtl. auch durch Verschuldung bei der Bundesbank) beschaffen. Wir vermuten jedoch folgende Zusammenhänge:

Die Mindestreservepolitik stellt das z.Zt. schärfste geldpolitische Instrument der Bundesbank dar. Es ist daher denkbar, daß die Geschäftsbanken bspw. eine Heraufsetzung der Mindestreservesätze als Zeichen der Entschlossenheit der Bundesbank zu restriktiven Maßnahmen deuten, denen es Folge zu leisten gilt. Denn die Bundesbank kann die Geschäftstätigkeit des Bankensystems durch Einengung des Liquiditätsspielraumes erheblich erschweren sowie die Rentabilität der Bankgeschäfte durch Verteuerung der Refinanzierungsmöglichkeiten ungünstig beeinflussen. Es ist daher möglich, daß die beobachteten relativ starken Auswirkungen der Mindestreservepolitik weniger direkt durch die Veränderung der Reserveposition des Bankensystems bedingt sind, als vielmehr indirekt durch das Bestreben der Geschäftsbanken, die Bundesbank nicht zu einer Verschärfung ihrer restriktiven Politik zu veranlassen.

Auffallend an Ansatz (39) ist, ähnlich wie bei der Untersuchung der Nachfrage F des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten, daß das Vorzeichen des Regressionskoeffizienten der Diskontsatz-Variablen positiv ist. Wir interpretieren dies als eine Bestätigung der Erwartungs-These. Denn nach der Erwartungs-These ist davon auszugehen, daß bspw. Erhöhungen des Diskontsatzes vom Publikum als Signal für günstige Konjunkturerwartungen gedeutet werden, mit der Folge, daß die wirtschaftlichen Aktivitäten und damit verbunden die Kreditnachfrage des Nichtbankensektors angeregt werden. Darüber hinaus deuten unsere Untersuchungen darauf hin, daß

- a) das Bankensystem bestrebt ist, eine bestehende Kreditnachfrage des Publikums selbst dann zu erfüllen, wenn es sich das hierfür notwendige Zentralbankgeld durch Veräußerung

von Liquiditätsanlagen und/oder Verschuldung beim Zentralbanksystem beschaffen muß, und daß

- b) bei den Geschäftsbanken Reaktionsverzögerungen, die sich noch in Vierteljahresdaten niederschlagen, nicht zu erwarten sind.

Das positive Vorzeichen des Koeffizienten der Diskontsatz-Variablen läßt sich daher dahingehend interpretieren, daß die Diskontsatzpolitik der Bundesbank während des Untersuchungszeitraumes prozyklisch und damit destabilisierend gewirkt hat.

In Einklang mit diesen Überlegungen steht auch die Tatsache, daß der numerische Wert des Regressionskoeffizienten der Diskontsatz-Variablen in den Ansätzen (37) und (38), d.h. bei Verwendung der Kreditnachfrage K als zusätzliche erklärende Variable, absolut genommen recht klein ist und ein negatives Vorzeichen aufweist. Denn in diesem Falle ist davon auszugehen, daß der "Erwartungseffekt" vornehmlich in dem Koeffizienten der Kredit-Variablen K zum Ausdruck kommt. Der Regressionskoeffizient der Diskontsatz-Variablen erfaßt dann im wesentlichen nur noch die Einflüsse, die dadurch bedingt sind, daß Diskontsatz-Variationen cet. par. sowohl die Rentabilität des Kreditgeschäftes als auch die Kosten eines evtl. Liquiditätsdefizits verändern. Die quantitative Bedeutung dieses Einflusses dürfte jedoch nur gering sein, da das Zinsniveau auf den Kreditmärkten i.a.R. erheblich über dem Diskontsatz liegt. In Übereinstimmung mit diesen Überlegungen ist der numerische Wert der Diskontsatz-Variablen in den Ansätzen (37) und (38) dem Betrage nach relativ klein, besitzt ein negatives Vorzeichen und ist statistisch völlig insignifikant.

Auffallend an den Ansätzen (35) bis (39) ist weiterhin, daß der numerische Wert des Regressionskoeffizienten der Variablen z, im Vergleich zu demjenigen der Variablen c, ausnahmslos dem Betrage nach relativ klein und in Ansatz (39) statistisch nicht signifikant ist. Auch dieses Ergebnis war jedoch - wie bereits erwähnt - zu erwarten; denn die Umwandlung von Sichtdepositen in Zeitdepositen bzw. umgekehrt bewirkt cet. par.

- a) eine Abnahme (Zunahme) der Geldmenge M_1 in Höhe der umgebuchten Beträge sowie
- b) eine Zunahme (Abnahme) der Reserveposition des Bankensystems, wodurch u.U. eine gleichgerichtete Veränderung der angebotenen Geldmenge induziert werden kann mit der Folge, daß die Veränderungen der Geldmenge gemäß a) teilweise kompensiert werden.

In dem Regressionskoeffizienten der Variablen z werden somit zwei Effekte erfaßt, die sich zumindest teilweise aufheben. Darüber hinaus ist zu beachten, daß Änderungen der Bestände an Zeitdepositen vielfach mit einer entgegengerichteten Änderung des im Nichtbankensektor umlaufenden Zentralbankgeldes einhergehen. Die entsprechenden Zusammenhänge werden unmittelbar klar, wenn man beachtet, daß bspw. bei Sparkonten Ein- und Auszahlungen vornehmlich in bar erfolgen.¹

In einem weiteren Ansatz haben wir den Kapitalmarktzins r als zusätzliche erklärende Variable eingeführt. Die Begründung hierfür ergibt sich aus dem Umstand, daß es aufgrund unserer bisherigen Untersuchungen einigermaßen sinnvoll erscheint, die Zins-Variable r als repräsentativ für das Zinsniveau auf den Kredit- und Kapitalmärkten anzusehen. Sofern dies der Realität entspricht, ergeben sich aus Variationen der Zins-Variablen r folgende Auswirkungen auf das Geldangebotsverhalten des Geschäftssektors:

- a) Einerseits ist davon auszugehen, daß Erhöhungen (Senkungen) des Zinsniveaus auf den Kreditmärkten eine gleichgerichtete Veränderung der angebotenen Geldmenge induzieren, da Erhöhungen (Senkungen) des Kreditzinssatzes *cet. par.* die Rentabilität des Kreditgeschäftes erhöhen (senken).
- b) Andererseits weisen unsere Untersuchungen zur Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen darauf hin, daß die Geschäftsbanken bei steigendem Zinsniveau auf den Kapitalmärkten den Erwerb von Kapitalmarktpapieren - wegen

¹ Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 64 Fußnote 1

der mit einem steigenden Zinsniveau i.d.R. einhergehenden Kursverluste - zumindest kurzfristig einschränken. Da die Banken in dem Umfang, in dem sich die von ihnen nachgefragten Papiere in Händen des Publikums befinden, Geld anbieten, erscheint es sinnvoll anzunehmen, daß ein steigender Kapitalmarktzins zumindest kurzfristig cet. par. eine Verminderung des Geldangebots bewirkt. Analoge Überlegungen gelten bei sinkendem Kapitalmarktzins.

Es ist folglich zu vermuten, daß in dem Regressionskoeffizienten der Zins-Variablen r sowohl die durch Variationen des Kreditzinssatzes induzierten Veränderungen der Geldmenge als auch die durch Variationen des Kapitalmarktzinssatzes induzierten (entgegengerichteten) Veränderungen erfaßt werden. Wir erwarten daher, daß das Vorzeichen des Regressionskoeffizienten der Zins-Variablen r negativ ist, sofern die Kreditnachfrage der Nichtbanken als zusätzliche erklärende Variable verwendet wird; denn dann kommt in dem Regressionskoeffizienten der Variablen r vornehmlich der durch Variationen des Kapitalmarktzinses induzierte negative Geldmengeneffekt zum Ausdruck. Die Auswirkungen von Änderungen des Kreditzinsses werden im wesentlichen direkt in dem Regressionskoeffizienten der Kredit-Variablen K erfaßt. Wird hingegen die Kreditnachfrage des Publikums als erklärende Variable vernachlässigt, so scheint ein positives Vorzeichen des Koeffizienten der Zins-Variablen r wahrscheinlich.

Obige Überlegungen werden durch die folgenden OLS-Schätzungen bestätigt:

$$(40) \quad M_1^S = 30,5731 + 0,3817B_1 - 19,4309c - 6,4291z - 0,4609r \\ (5,3548) \quad (-2,9677) \quad (-4,4265) \quad (-1,2741) \\ + 0,3960d + 0,9042K - 7,6410q \\ (0,6716) \quad (20,4456) \quad (-0,3675)$$

$$R = 0,9985$$

$$DW = 0,9371$$

sowie

$$(41) \quad M_1^S = 87,1547 + 0,7420B_1 - 99,4403c + 0,7231z \\ (3,2139)(-5,6667) (0,1535)$$

$$+ 2,5643r + 1,8361d - 148,6820q \\ (2,3236)(0,9382) (-2,2675)$$

$$R = 0,9826$$

$$DW = 0,9889$$

Auffallend an Gleichung (41) ist, daß die Einführung der Variablen r eine - im Vergleich zu Relation (39) - relativ starke Veränderung der Regressionskoeffizienten der Variablen d und q bewirkt. Dies dürfte u.a. darin begründet sein, daß

- a) die Bundesbank ihre verschiedenen geldpolitischen Instrumente i.d.R. nicht einzeln, sondern simultan einsetzt und
- b) eine relativ starke Korrelation zwischen der Zinsvariablen r und dem Diskontsatz d besteht.

Es ist daher davon auszugehen, daß die aus Variationen des Zinssatzes r resultierenden Auswirkungen auf die angebotene Geldmenge im Falle einer Vernachlässigung der Variablen r teilweise in den Regressionskoeffizienten der Variablen d und q miteinfaßt werden. Das bedeutet aber, daß sowohl der Einfluß von Änderungen des Diskontsatzes d als auch derjenige von Änderungen des Mindestreservesatzes q in Ansatz (39) überschätzt wird.

Der Regressionskoeffizient des Diskontsatzes weist zwar auch in Ansatz (41) ein positives Vorzeichen auf, er ist jedoch statistisch nicht signifikant und auch dem Betrage nach wesentlich kleiner als in Ansatz (39). Der t -Wert ist mit 0,9382 jedoch nicht so gering, daß man dem Diskontsatz jede Bedeutung für die Erklärung der Geldnachfrage absprechen könnte. Wir vermuten daher, daß Veränderungen des Diskontsatzes eine der Erwartungs-These entsprechende Veränderung der angebotenen Geld-

menge induzieren.¹ Allerdings ist zu erwarten, daß die quantitativen Auswirkungen auf die angebotene Geldmenge relativ unbedeutend sind. Auf alle Fälle liefern die statistischen Ergebnisse unserer Untersuchung keinerlei Anhaltspunkte für die Annahme, daß von Erhöhungen (Senkungen) des Diskontsatzes kontraktive (expansive) Einflüsse auf die von den Geschäftsbanken angebotene Geldmenge ausgehen.

Im folgenden sind die (auf den Mittelwert bezogenen) Elastizitäten des Geldangebots M_1^S bezüglich der statistisch signifikanten erklärenden Variablen in Relation (41) berechnet.

$$\begin{aligned} \epsilon(M_1^S/B_1) &= 0,529 & \epsilon(M_1^S/c) &= -1,144 \\ \epsilon(M_1^S/r) &= 0,278 & \epsilon(M_1^S/q) &= -0,238 \end{aligned}$$

Es ist nicht auszuschließen, daß die Ergebnisse unserer bisherigen Untersuchung bis zu einem gewissen Grade statistisch bedingt sind. Wie bereits mehrfach erwähnt, ist davon auszugehen, daß Geldnachfrage und Geldangebot Bestandteile eines ganzen Systems interdependenter Relationen sind. Da die OLSE im interdependenten Modell aber i.d.R. inkonsistente und daher verzerrte Schätzwerte liefert, ist es durchaus möglich, daß die obigen Schätzungen einen u.U. erheblichen "simultaneous equation bias" aufweisen.

Für die USA liegen auf diesem Gebiet gewisse Erfahrungen vor.² Zusammenfassend wird man hinsichtlich der amerikanischen Untersuchungen sagen können, daß die simultanen Schätzungen vornehmlich gekennzeichnet sind durch eine im Vergleich zu den OLS-Schätzungen relativ starke Zunahme der Zinselastizität der

1 Zu beachten ist allerdings, daß analoge OLS-Schätzungen auch bei amerikanischen Untersuchungen z.T. positive Vorzeichen für den Regressionskoeffizienten des Diskontsatzes ergaben, wohingegen bei Verwendung simultaner Schätzverfahren durchweg negative Vorzeichen zu beobachten waren. - Vgl. hierzu: R. Teigen, Demand and Supply..., S. 489, Fußnote 20

2 Vgl.: K. Brunner and A.H. Meltzer, a.a.O., S. 265 ff.

Angebotsrelation. Die Koeffizienten der übrigen Variablen haben sich i.a. nur geringfügig geändert.

Im folgenden werden wir daher untersuchen, ob sich auch für die Bundesrepublik ähnliche Zusammenhänge feststellen lassen, d.h. ob bzw. inwieweit die Verwendung simultaner Schätzverfahren eine Änderung der OLS-Koeffizienten bewirkt.

TEIL D : EIN SIMULTANES MODELL

=====

1. Allgemeine schätztechnische Fragen

Unsere bisherigen Schätzungen wurden mit Hilfe der OLSE berechnet. Letztere liefert jedoch i.d.R. nur dann konsistente Schätzungen für die strukturellen Parameter, wenn u.a. die erklärenden Variablen der zu schätzenden Relation exogen determiniert sind. Diese Voraussetzung dürfte aber - wie bereits mehrfach erwähnt - bezüglich der Geldnachfrage- und -angebotsrelationen kaum erfüllt sein. Im Gegenteil, man wird - wie in den meisten ökonomischen Relationen - auch in den Geldnachfrage- und angebotsrelationen nur sehr wenige echt exogene Variable finden.¹ Meist ist mit gewissen Interdependenzen zwischen den erklärenden Variablen zu rechnen. Derartige Interdependenzen lassen sich häufig explizit machen durch die Spezifizierung weiterer ökonomischer Gleichungen, in denen die Regressoren der zu schätzenden Relation als abhängige Variable auftreten.² Man erhält auf diese Weise ein ganzes System von interdependenten Gleichungen.

Wir unterstellen im folgenden ein vollständiges Modell, bestehend aus H interdependenten, in den Koeffizienten linearen Gleichungen mit H gemeinsam abhängigen und K prädeterminierten Variablen. Symbolisiert x_k ($k=1,2,\dots,K$) die prädeterminierten Variablen, y_h ($h=1,2,\dots,H$) die gemeinsam abhängigen Variablen sowie β_{ki} bzw. γ_{hi} die entsprechenden strukturellen Parameter in der i-ten Modellgleichung ($i=1,2,\dots,H$) und u_i die jeweilige latente Variable, so können wir als Regressionsansatz schreiben

$$\begin{bmatrix} y_1(1) \dots y_H(1) \\ \vdots \\ y_1(T) \dots y_H(T) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{11} \dots \gamma_{1H} \\ \vdots \\ \gamma_{H1} \dots \gamma_{HH} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} x_1(1) \dots x_K(1) \\ \vdots \\ x_1(T) \dots x_K(T) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} \dots \beta_{1H} \\ \vdots \\ \beta_{K1} \dots \beta_{KH} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_1(1) \dots u_H(1) \\ \vdots \\ u_1(T) \dots u_H(T) \end{bmatrix}$$

1 Vgl.: E. Malinvaud, Statistical Methods of Econometrics, Englische Übersetzung von A. Silvey, Amsterdam 1966, S. 497

2 Vgl.: C.E.V. Leser, Economic Techniques and Problems, London 1966, S. 37

Dabei bezeichnet

- $y_h(t)$ den numerischen Wert der h-ten gemeinsam abhängigen Variablen in der t-ten Beobachtung
- γ_{hi} den strukturellen Parameter der h-ten gemeinsam abhängigen Variablen in der i-ten Strukturrelation
- $x_k(t)$ den numerischen Wert der k-ten prädeterminierten Variablen in der t-ten Beobachtung
- β_{ki} den strukturellen Parameter der k-ten prädeterminierten Variablen in der i-ten Strukturrelation
- $u_i(t)$ den numerischen Wert der latenten Variablen der i-ten Strukturrelation in der t-ten Beobachtung

In Matrix-Form können wir für obigen Regressionsansatz schreiben¹

$$(1) \quad \underline{YF} + \underline{XB} = \underline{U}$$

Dabei symbolisiert

- $\underline{Y}$ die $(H \times T)$ -Matrix der gemeinsam abhängigen Variablen
- $\underline{F}$ die $(H \times H)$ -Koeffizientenmatrix der gemeinsam abhängigen Variablen
- $\underline{X}$ die $(K \times T)$ -Matrix der prädeterminierten Variablen
- $\underline{B}$ die $(H \times K)$ -Koeffizientenmatrix der prädeterminierten Variablen
- $\underline{U}$ die $(H \times T)$ -Matrix der latenten Variablen

Eine nähere Beschreibung des Modells (1) sowie eine Diskussion der stochastischen Spezifikationen findet sich in Anhang I.

Die Matrix $\underline{F}$ sei normiert, indem wir annehmen, daß in jeder Modellgleichung einer der Koeffizienten der gemeinsam abhängigen Variablen a priori gleich -1 gesetzt werden kann. O.B.d.A. können wir dann die Elemente von $\underline{F}$ und $\underline{Y}$ so anordnen, daß in der ersten Zeile der Matrix $\underline{F}$ die gleich -1 gesetzten Koeffi-

¹ Vgl.: A.S. Goldberger, a.a.O., S. 297

zienten und in der ersten Spalte der Matrix $\underline{Y}$ die entsprechenden gemeinsam abhängigen Variablen stehen.

Bezeichnet man mit $\text{vec}(\underline{A})$ die Operation, die eine beliebige $(m \times n)$ -Matrix $\underline{A} = [\underline{a}_1 \ \underline{a}_2 \ \dots \ \underline{a}_n]$ in den $(mn \times 1)$ -Vektor

$$(2) \quad \text{vec}(\underline{A}) = \begin{bmatrix} \underline{a}_1 \\ \underline{a}_2 \\ \vdots \\ \underline{a}_n \end{bmatrix}$$

transformiert¹ und wenden wir die so definierte Transformation auf (1) an

$$(3) \quad \text{vec}(\underline{YF}) + \text{vec}(\underline{XB}) = \text{vec}(\underline{U})$$

so können wir unter Verwendung des Kroneckerproduktes² $\otimes$ schreiben

$$(4) \quad (\underline{I} \otimes \underline{Y}) \text{vec}(\underline{F}) + (\underline{I} \otimes \underline{X}) \text{vec}(\underline{B}) = \text{vec}(\underline{U})$$

oder ausführlich

$$(5) \quad \begin{bmatrix} \underline{Y}_1 & 0_1 & \dots & 0_1 \\ 0_i & \underline{Y}_i & & 0_i \\ \vdots & & \ddots & \\ 0_H & \dots & 0_H & \underline{Y}_H \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \underline{Y}_1 \\ \underline{Y}_i \\ \vdots \\ \underline{Y}_H \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \underline{X}_1 & 0_1 & \dots & 0_1 \\ 0_i & \underline{X}_i & & 0_i \\ \vdots & & \ddots & \\ 0_H & \dots & 0_H & \underline{X}_H \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \underline{\beta}_1 \\ \underline{\beta}_i \\ \vdots \\ \underline{\beta}_H \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \underline{u}_1 \\ \vdots \\ \underline{u}_i \\ \vdots \\ \underline{u}_H \end{bmatrix}$$

mit $\underline{Y}_i' = [\underline{y}_{1i} \ \dots \ \underline{y}_{hi} \ \dots \ \underline{y}_{Hi}]$, $\underline{\beta}_i' = [\beta_{1i} \ \dots \ \beta_{ki} \ \dots \ \beta_{Ki}]$ und

$\underline{u}_i' = [u_1(t) \ \dots \ u_i(t) \ \dots \ u_H(t)]$.

Die uns interessierende Strukturrelation (bspw. die Geldnachfrage- oder -angebotsrelation) möge durch die j-te Modellgleichung beschrieben werden. Dafür können wir unter Beachtung von (4) und (5) schreiben

¹ Vgl.: P. Schönfeld, Ökonometrie I, S. 244

² Ebenda, S. 243

$$(6) \quad \underline{Y}_j \underline{Y}_j + \underline{X}_j \underline{\beta}_j = \underline{u}_j$$

bzw. unter Verwendung der Normierungsbedingung

$$(7) \quad \underline{Y}_0 = \underline{Y}_j^* \underline{Y}_j + \underline{X}_j \underline{\beta}_j - \underline{u}_j$$

Dabei symbolisiert

- $\underline{y}_0$ den T-Spaltenvektor der Beobachtungen der gemeinsam abhängigen Variablen, deren Koeffizienten a priori gleich -1 gesetzt wurden
- $\underline{Y}_j^*$ die (H-1)xT-Matrix der Beobachtungen der restlichen gemeinsam abhängigen Variablen
- $\underline{Y}_j^*$ den (H-1)-Spaltenvektor der a priori nicht gleich -1 gesetzten Koeffizienten der gemeinsam abhängigen Variablen

Ausführlich geschrieben erhält man für (7)

$$\begin{bmatrix} y_1(1) \\ \vdots \\ y_1(T) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_2(1) \dots y_H(1) \\ \vdots \\ y_2(T) \dots y_H(T) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{2j} \\ \vdots \\ \gamma_{Hj} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} x_1(1) \dots x_K(1) \\ \vdots \\ x_1(T) \dots x_K(T) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{1j} \\ \vdots \\ \beta_{Kj} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} u_j(1) \\ \vdots \\ u_j(T) \end{bmatrix}$$

Im Anhang I wird gezeigt, daß die Parameter eines derartigen Gleichungssystems i.d.R. nicht identifizierbar sind. Die Identifizierbarkeit läßt sich jedoch erreichen, indem man den strukturellen Parametern a priori Restriktionen auferlegt. Die aufgrund dieser Restriktionen entstehenden Parametervektoren seien mit $\underline{Y}_1$ bzw. $\underline{\beta}_1$ bezeichnet.

Verzichtet man auf den Index j, so wird die 2SLSE für den Parametervektor $\begin{bmatrix} \underline{Y}_1 \\ \underline{\beta}_1 \end{bmatrix}$ der j-ten Strukturrelation - wie in Anhang I gezeigt - durch die folgende Gleichung gegeben¹

$$\begin{bmatrix} \underline{\tilde{Y}}_1 \\ \underline{\tilde{\beta}}_1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \underline{Y}_1 \underline{X} (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{Y}_1 & \underline{Y}_1' \underline{X}_1 \\ \underline{X}_1' \underline{Y}_1 & \underline{X}_1' \underline{X}_1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \underline{Y}_1 \underline{X} (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{Y}_0 \\ \underline{X}_1' \underline{Y}_0 \end{bmatrix}$$

1 Ebenda, S.265 ff. - H.L. Seal, Multivariate Statistical Analysis for Biologists, London 1964, S. 85 ff.

Dabei bezeichnen $\underline{X}_1$ und $\underline{Y}_1$ Submatrizen von $\underline{X}$ und $\underline{Y}$.

Als Maßgrößen zur Beurteilung der Güte der Anpassung der 2SLS-Schätzungen simultaner Gleichungssysteme sind in der Literatur u.a. vorgeschlagen worden:

- a) Das Quadrat des sog. Spur-Korrelationskoeffizienten,¹ definiert als der von der Gruppe der prädeteterminierten Variablen erklärte Anteil an der Summe der Quadrate der Gruppe der gemeinsam abhängigen Variablen im gesamten Gleichungssystem.
- b) Das modifizierte Bestimmtheitsmaß R_*^2 , das wie folgt definiert ist²

$$R_*^2 = \frac{F_i}{SG_i}$$

Dabei symbolisiert

- F_i die Summe der Fehlerquadrate in der i-ten strukturellen Gleichung, die mittels der 2SLSE geschätzt wurde und
- SG_i die Summe der Abweichungen der beobachteten Werte der erklärenden Variablen der i-ten Gleichung von ihren arithmetischen Mitteln.

Die Verwendung des bei OLS-Schätzungen üblichen Quadrates des multiplen Korrelationskoeffizienten R^2 erscheint aus folgendem Grund wenig sinnvoll:³

Wie im Anhang I gezeigt, läßt sich die 2SLSE als ein zweistufiges Schätzverfahren interpretieren, das in der ersten Stufe die gemeinsam abhängigen Variablen durch ihre aus den reduzierten Formen stammenden OLS-Schätzungen ersetzt. In der zweiten Stufe wird dann die OLSE für die so modifizierte Regression berechnet. Daraus folgt, daß in der zweiten Stufe nicht der Vektor $\underline{u}$ der latenten Variablen der i-ten Struktur-

1 Vgl.: J.W. Hooper, Simultaneous Equations and Canonical Correlation Theory, Econometrica, Vol. 27 (1959), S. 245 ff.
- C.F. Christ, Econometric Models, S. 519 f.

2 Vgl.: J. Gruber, a.a.O., S. 265 ff.

3 Ebenda, S. 266 f.

gleichung geschätzt wird, sondern der Vektor $(\underline{u} - \hat{\underline{W}}_1 \underline{Y}_1)$, wobei $\hat{\underline{W}}_1$ eine Submatrix der Matrix $\hat{\underline{W}}$ der Residuen der latenten Variablen der reduzierten Form bezeichnet. Die Folge ist, daß bei Verwendung des Bestimmtheitsmaßes R^2 die Güte der Anpassung fälschlicherweise nach der Größe der Elemente des Vektors $(\underline{u} - \hat{\underline{W}}_1 \underline{Y}_1)$, statt nach der Größe der Elemente des Vektors $\hat{\underline{u}}$ beurteilt wird. Es erscheint daher sinnvoll, anstelle des Bestimmtheitsmaßes R^2 das modifizierte Bestimmtheitsmaß R_*^2 zu verwenden. Allerdings hat R_*^2 den Nachteil, daß es auch Werte kleiner 1 annehmen kann.

Auf eine Verwendung des Spur-Korrelationskoeffizienten wurde verzichtet, da seine Berechnung

- relativ aufwendig ist und
- ein hohes Maß an a priori Informationen erfordert, da zunächst die Parametervektoren sämtlicher Strukturgleichungen geschätzt werden müssen.

Zur Beurteilung der Signifikanz der Regressionskoeffizienten wurden - ähnlich wie bei den OLS-Schätzungen - die t-Werte verwendet. Allerdings ist bei ihrer Interpretation Vorsicht geboten, da die strengen Prämissen des t-Test

- Normalverteilung und Homoskedastizität der latenten Variablen
- keine Autokorrelation der latenten Variablen
- unverzerrte Schätzfunktionen für die Regressionskoeffizienten und ihre Kovarianzmatrix

allenfalls approximativ erfüllt sind.¹ Darüber hinaus ist zu beachten, daß die Kovarianzmatrix der Koeffizienten der 2SLS-Schätzungen für endliche Stichprobenumfänge sowie die Anzahl der Freiheitsgrade unbekannt sind.

Wir unterstellen im folgenden, daß sich die Zahl der Freiheitsgrade ergibt als "Länge der Beobachtungsreihe" minus der Anzahl der in der betrachteten Gleichung geschätzten Koeffizienten.²

¹ Ein weiterer Einwand ist darin zu sehen, daß die t-Werte nicht mit Hilfe des Vektors $\underline{u}$, sondern mit Hilfe des Vektors $(\underline{u} - \hat{\underline{W}}_1 \underline{Y}_1)$ berechnet werden.

² Vgl.: J. Gruber, a.a.O., S. 279

2. Spezifizierung des Modells

Im folgenden werden wir versuchen, ein simultanes Modell zu spezifizieren, das - neben den reinen Definitionsgleichungen - die folgenden strukturellen Relationen enthält.

- die Nachfrage M_1^D der Nichtbanken nach Geld i.e.S.
- die Nachfrage D der Nichtbanken nach Sichtdepositen
- die Nachfrage C der Nichtbanken nach Bardepositen
- die Nachfrage T der Nichtbanken nach Terminepositen
- die Nachfrage S der Nichtbanken nach Spardepositen
- das Angebot M_1^S des Bankensystems an Geld i.e.S.
- die Nachfrage F des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten
- die Nachfrage L des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen

Die Spezifikation der einzelnen strukturellen Relationen haben wir in Anlehnung an die Ergebnisse der OLS-Schätzungen vorgenommen. Bei der Schätzung der Nachfrage der Nichtbanken nach Geld M_1^D bzw. nach den verschiedenen Depositenarten haben wir das Almon-Modell zugrunde gelegt. Letzteres erfordert, wie wir gesehen haben, eine Entscheidung über die maximale Länge der für das Volkseinkommen Y bzw. den Zinssatz r unterstellten time-lags. Je nachdem wie diese Entscheidung ausfällt, enthält das Modell eine mehr oder weniger große Anzahl von prädeternierten Variablen. D.h. unterschiedliche Annahmen über die maximale Länge der unterstellten time-lags bedingen, daß sämtliche Strukturrelationen des Modells neu geschätzt werden müssen.

Unsere OLS-Schätzungen deuten darauf hin, daß es sinnvoll ist, für den Zinssatz eine maximale lag-Länge von $\tau=5$ und für das Volkseinkommen eine maximale lag-Länge von $\tau=4$ anzunehmen. Wir haben daher als prädeterniert klassifiziert

- die Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3
- das zeitverzögerte Volkseinkommen Y^{-1} , Y^{-2} , Y^{-3} und Y^{-4}

- den zeitverzögerten Zinssatz r^{-1} , r^{-2} , r^{-3} , r^{-4} und r^{-5}
- den Diskontsatz d sowie
- die Geldbasis B_2 bzw. alternativ die Geldbasis B_1 und den durchschnittlichen Reservesatz q .¹

Als endogen haben wir klassifiziert²

- die Geldmenge M_1
- die Sichtdepositen D
- die Bardepositen C
- die Terminepositen T
- die Spardepositen S
- die Zeitdepositen Z
- das Einlagevolumen E
- die Refinanzierungskredite F
- die Liquiditätsanlagen L
- die Kreditnachfrage K
- das Volkseinkommen Y
- den Zinssatz r

1 Die Annahme, daß die Geldbasis B_1 bzw. B_2 eine exogen determinierte Variable ist, stellt mit Sicherheit eine Fehlspezifikation dar; denn die Geschäftsbanken können, wie bereits erwähnt, die Geldbasis aus eigenem Entschluß - etwa durch Verschuldung im Ausland - beeinflussen. Wir sehen jedoch keine Möglichkeit, die Vielzahl der die Geldbasis beeinflussenden Faktoren in einer modellmäßig operationalen Form zu erfassen. Das ändert aber nichts an der Tatsache, daß die Klassifizierung der Geldbasis als exogen einen Spezifikations-bias zur Folge haben kann.

2 Um ein vollständiges Modell zu erhalten, müßten wir noch eine Relation für die Kreditnachfrage K und das Volkseinkommen Y spezifizieren. Dies würde aber den Rahmen der vorliegenden Arbeit sprengen, da es auf die Spezifizierung eines gesamtwirtschaftlichen Modells hinauslaufen würde. Diese Beschränkung hat zur Folge, daß unsere Schätzungen u.U. einen Spezifikations-bias aufweisen, sofern die Relationen für die Kreditnachfrage und das Volkseinkommen (direkt oder indirekt) prädestinierte Variable enthalten, die nicht in dem oben spezifizierten Modell vorkommen.

- den Kassenhaltungskoeffizienten c und
- den Zeitdepositenkoeffizienten z .

Vor der Schätzung des oben spezifizierten Modells wäre grundsätzlich die Identifizierbarkeit der einzelnen strukturellen Relationen zu überprüfen. Dies wirft jedoch erhebliche Schwierigkeiten auf, da das Modell u.a. nicht vollständig sowie teilweise nicht linear in den Variablen ist. Die damit zusammenhängenden Fragen sind z.Zt. größtenteils noch ungeklärt. Wir werden im Anhang I darauf zurückkommen.

3. Die Ergebnisse der 2SLS-Schätzungen

Die Schätzungen wurden alternativ durchgerechnet

- a) für die Definition B_2 der Geldbasis sowie
- b) für die Definition B_1 der Geldbasis

Im Bereich der Geldnachfrage resultierten aus dieser alternativen Spezifikation keine signifikant unterschiedlichen Ergebnisse. Im Gegensatz dazu differierten die Ergebnisse im Bereich des Geldangebots jedoch stark. Die Analyse dieser Ergebnisse wird zeigen, daß sich bei Verwendung der Definition B_2 für die Geldbasis die sinnvolleren Ergebnisse ergeben. Den im folgenden wiedergegebenen 2SLS-Schätzungen für die Geldnachfrage bzw. für die Nachfrage nach den verschiedenen Depositenarten liegt daher die Definition B_2 für die Geldbasis zugrunde.

11. Der Bereich der Geldnachfrage

Die 2SLS-Schätzungen für die Nachfrage der Nichtbanken nach Geld bzw. nach den verschiedenen Depositenarten zeigten i.d.R. keine schwerwiegenden Veränderungen gegenüber den OLS-Schätzungen. Ähnliche Beobachtungen wurden bereits bei amerikanischen Untersuchungen gemacht.¹

Wegen der nur relativ geringfügigen Unterschiede zwischen den 2SLS- und den OLS-Schätzungen für den Bereich der Geldnachfrage haben wir auf eine vollständige Wiedergabe der einzelnen 2SLS-Schätzungen verzichtet. Im folgenden sind beispielhaft nur einige der berechneten Regressionen wiedergegeben.

Als 2SLSE der Geldnachfrage M_1^D erhält man für $n=5$ und $m=5$

1 Vgl.: K. Brunner and A.H. Meltzer, a.a.O., S. 265 ff.

$$\begin{aligned}
 (10) \quad M_1^D &= 13,3938 - 3,8099S_1 - 2,3212S_2 - 2,5795S_3 \\
 &\quad (-8,6631) (-3,8675) (-4,7655) \\
 &\quad -0,0798r - 0,3737r^{-1} - 0,6664r^{-2} - 0,3845r^{-3} - 0,0660r^{-4} \\
 &\quad (-0,1999) (-1,9321) (-3,2111) (-2,1748) (-1,6287) \\
 &\quad +0,1063Y + 0,1623Y^{-1} + 0,1737Y^{-2} + 0,1466Y^{-3} + 0,0867Y^{-4} \\
 &\quad (2,9510) (3,3114) (3,9998) (4,8317) (1,7424) \\
 R_*^2 &= 0,9937
 \end{aligned}$$

Verwendet man die jeweiligen Bestände an Zeitdepositen als zusätzliche erklärende Variable, so ergibt sich

$$\begin{aligned}
 (11) \quad M_1^D &= 13,4963 - 3,8147S_1 - 2,3351S_2 - 2,5911S_3 \\
 &\quad (-8,1476) (-3,4460) (-4,3371) \\
 &\quad -0,0780r - 0,3680r^{-1} - 0,6566r^{-2} - 0,3890r^{-3} - 0,0518r^{-4} \\
 &\quad (-0,1866) (-1,0020) (-2,9254) (-1,7335) (-1,2102) \\
 &\quad +0,1043Y + 0,1603Y^{-1} + 0,1729Y^{-2} + 0,1471Y^{-3} + 0,0878Y^{-4} \\
 &\quad (2,0013) (2,4221) (4,7388) (4,4838) (2,4316) \\
 &\quad +0,0016Z \\
 &\quad (0,0507) \\
 R_*^2 &= 0,9965
 \end{aligned}$$

Vergleicht man die obigen 2SLS-Schätzungen mit den entsprechenden OLS-Schätzungen (92c) und (92c') in Teil C, so ist folgendes festzustellen:

- a) Die Form der lag-Verteilung von Volkseinkommen und Zins in den 2SLS-Schätzungen (10) und (11) ist im wesentlichen identisch. Die Vernachlässigung der Zeitdepositen Z als erklärende Variable in der Geldnachfrage-Relation bewirkt also bei den 2SLS-Schätzungen nicht die bei den OLS-Schätzungen beobachteten Veränderungen der errechneten lag-Strukturen.
- b) Die 2SLS-Schätzungen liefern für die Einkommens-Variable Y

lag-Strukturen, die denjenigen der OLS-Schätzungen bei Vernachlässigung der Zeitdepositen als erklärende Variable weitgehend entsprechen. Im Gegensatz dazu sind bei den lag-Strukturen der Zins-Variablen größere Unterschiede zwischen 2SLS- und OLS-Schätzungen zu beobachten, und zwar errechnet sich aus den 2SLS-Schätzungen

- eine geringere langfristige Zinselastizität sowie
- eine größere zeitliche Verzögerung hinsichtlich der Reaktion der Geldnachfrage auf Änderungen des Zinssatzes

als aus den OLS-Schätzungen. Zwar deuten auch die 2SLS-Schätzungen - ähnlich wie die OLS-Schätzungen - darauf hin, daß das Maximum der kurzfristigen Reaktion der Geldnachfrage etwa zwei Quartale nach Datenänderung liegt. Bezüglich der Form des Anpassungsprozesses errechnet sich jedoch aus den 2SLS-Schätzungen eine zu Beginn des Prozesses wesentlich geringere Intensität des Reaktionsverhaltens. Die 2SLS-Schätzungen legen die Vermutung nahe, daß die Geldnachfrage auf Zinssatzänderungen in der Periode der Datenänderung so gut wie gar nicht reagiert. Eine spürbare Reaktion ist erst im nächsten Quartal festzustellen. Das Maximum wird zwei Quartale nach Datenänderung erreicht. Vier Quartale nach Datenänderung sind die Auswirkungen erschöpft.

- c) Die 2SLSE für den Koeffizienten der Zeitdepositen-Variablen liefert einen völlig insignifikanten und dem Betrage nach erheblich kleineren Wert als die entsprechende OLSE.

Wir vermuten, daß diese Unterschiede folgendermaßen zu erklären sind:

Volkseinkommen, Zinssatz und Zeitdepositen sind endogene Variable, die nicht unabhängig voneinander variieren. Dieser Umstand impliziert bekanntlich, daß die OLSE i.d.R. inkonsistente Schätzungen liefert. Die 2SLSE hingegen trägt evtl. Interdependenzen zwischen den erklärenden Variablen Rechnung und gestattet auch im simultanen Modell unter allgemeinen Bedingungen die Errechnung konsistenter Schätzungen.

Bei Verwendung der 2SLSE ist folglich davon auszugehen, daß

die durch Variationen, etwa des Volkseinkommens und/oder des Zinssatzes induzierten Auswirkungen auf die Geldnachfrage im Idealfall statistisch korrekt in den lag-Koeffizienten der Volkseinkommens- bzw. Zins-Variablen erfaßt werden. Es ist daher denkbar, daß bspw. diejenigen Auswirkungen auf die Geldnachfrage, deren Ursache in einkommens- und/oder zinsinduzierten Veränderungen der Bestände an Zeitdepositen liegt, nicht mehr in dem Koeffizienten der Zeitdepositen-Variablen erfaßt werden, sondern direkt den 2SLS-Koeffizienten der Einkommens- bzw. Zins-Variablen zugeschlagen werden.

Als eine gewisse Bestätigung der obigen Überlegungen läßt sich die Tatsache interpretieren, daß

- a) die Vernachlässigung der Zeitdepositen als erklärende Variable zu keiner nennenswerten Veränderung der 2SLS-Schätzungen führt und
- b) der Koeffizient der Zeitdepositen-Variablen in der 2SLSE (11) statistisch völlig insignifikant und dem Betrage nach wesentlich kleiner als in der entsprechenden OLSE (92c) ist.

Ähnliche Zusammenhänge sind hinsichtlich der statistischen Erfassung der interdependenten Beziehungen zwischen Volkseinkommen und Zinssatz zu beachten.

Zusammenfassend ist festzustellen, daß sich für die Geldnachfrage M_1^D der Nichtbanken zwar keine gravierenden Unterschiede zwischen den 2SLS- und OLS-Schätzungen ergeben. Die 2SLS-Schätzungen liefern jedoch - insbesondere bezüglich der time-lags der Zins-Variablen - die plausibleren Ergebnisse.

Als 2SLSE der Sichtdepositennachfrage D erhält man für $n=5$ und $m=5$

$$\begin{aligned}
 (12) \quad D = & 4,9836 - 3,8162S_1 - 2,1829S_2 - 2,5227S_3 \\
 & (-8,2463)(-3,4564)(-4,4291) \\
 & -0,0309r - 0,4310r^{-1} - 0,6308r^{-2} - 0,2064r^{-3} - 0,0116r^{-4} \\
 & (-0,0735)(-1,7213)(-2,9614)(-2,5339)(-2,2193) \\
 & +0,1205Y + 0,1491Y^{-1} + 0,1186Y^{-2} + 0,0618Y^{-3} + 0,0216Y^{-4} \\
 & (3,1770)(4,2561)(2,8533)(1,9356)(0,8726) \\
 & R_*^2 = 0,9920
 \end{aligned}$$

Verwendet man auch hier die jeweiligen Bestände an Zeitdepositen als zusätzliche erklärende Variable, so ergibt sich

$$\begin{aligned}
 (13) \quad D = & 9,7249 - 3,9312S_1 - 2,5112S_2 - 2,7695S_3 \\
 & (-8,1434)(-3,5942)(-4,4960) \\
 & -0,0089r - 0,4951r^{-1} - 0,6967r^{-2} - 0,3202r^{-3} - 0,0598r^{-4} \\
 & (-0,0206)(-1,3821)(-2,4078)(-1,0073)(-0,9781) \\
 & +0,0743Y + 0,1035Y^{-1} + 0,0989Y^{-2} + 0,0726Y^{-3} + 0,0358Y^{-4} \\
 & (1,3824)(3,0104)(1,8195)(2,1475)(0,6647) \\
 & +0,0397Z \\
 & (1,2363) \\
 & R_*^2 = 0,9919
 \end{aligned}$$

Auffallend an den Schätzungen (12) und (13) ist folgendes:

- a) Die lag-Strukturen für die Volkseinkommens-Variable sind für die 2SLS- und OLS-Schätzungen weitgehend identisch.
- b) Hinsichtlich der lag-Strukturen der Zins-Variablen sind jedoch größere Unterschiede zwischen den 2SLS- und den OLS-Schätzungen zu beobachten. Und zwar errechnet sich - ähnlich wie für die Geldnachfrage - aus den 2SLS-Schätzungen
 - eine geringere langfristige Zinselastizität sowie
 - eine größere zeitliche Verzögerung bezüglich der Reaktion der Sichtdepositen-Nachfrage auf Änderungen des Zinssatzes

als aus den OLS-Schätzungen. Eine spürbare Reaktion der Sichtdepositen-Nachfrage auf Zinssatzänderungen ist erst ein Quartal nach Datenänderung festzustellen. Das Maximum der Reaktion wird zwei Quartale nach Datenänderung erreicht. Vier Quartale nach Datenänderung sind die Auswirkungen erschöpft, wobei die 2SLS-Schätzungen ein langsames Abflauen der Intensität der Reaktion anzeigen als die OLS-Schätzungen.

Diese für die Nachfrage nach Sichtdepositen und die Nachfrage nach Geld im wesentlichen gleichartigen Unterschiede zwischen 2SLS- und OLS-Schätzungen waren zu erwarten, da aufgrund unserer bisherigen Untersuchungen davon auszugehen ist, daß die Nachfrage C der Nichtbanken nach Bardepositen weitgehend zinsunelastisch ist.

Als 2SLSE der Bardepositen-Nachfrage C erhält man für $m=5$

$$(14) \quad C = 5,9925 + 0,0974S_1 + 0,2552S_2 + 0,2547S_3 \\ (0,4496) (0,9647) (0,9842) \\ + 0,0210Y + 0,0408Y^{-1} + 0,0539Y^{-2} + 0,0551Y^{-3} + 0,0389Y^{-4} \\ (1,4107) (2,1889) (3,0652) (4,5496) (0,3285)$$

$$R_*^2 = 0,9906$$

bzw. bei Verwendung der Zeitdepositen Z als zusätzliche erklärende Variable

$$(15) \quad C = 3,0980 + 0,0993S_1 + 0,2428S_2 + 0,2619S_3 \\ (0,6161) (1,2330) (1,3595) \\ + 0,0397Y + 0,0646Y^{-1} + 0,0739Y^{-2} + 0,0668Y^{-3} + 0,0424Y^{-4} \\ (3,4188) (4,0211) (5,8113) (7,2060) (4,2138) \\ - 0,0395Z \\ (-5,4873)$$

$$R_*^2 = 0,9949$$

Die 2SLS-Schätzungen (14) und (15) sind mit den entsprechenden OLS-Schätzungen (94c) und (94c) im wesentlichen identisch. Eine nähere Diskussion erübrigt sich daher.

In einem weiteren Ansatz haben wir die 2SLSE der Termindepositen-Nachfrage T berechnet. Für $n=6$ und $m=4$ erhält man

$$\begin{aligned}
 (16) \quad T = & -3,5721 - 0,2931S_1 - 0,5105S_2 - 0,2659S_3 \\
 & (-0,1294) (-0,2244) (-0,1292) \\
 & -1,2524r - 1,0253r^{-1} - 0,2458r^{-2} + 0,5117r^{-3} + 0,8686r^{-4} \\
 & (-1,0189) (-0,8537) (-0,4621) (0,6228) (0,8422) \\
 & + 0,6415r^{-5} \\
 & (0,6283) \\
 & + 0,1332Y + 0,1349Y^{-1} + 0,0701Y^{-2} + 0,0036Y^{-3} \\
 & (1,5256) (1,6381) (1,5171) (0,3742) \\
 \\
 & R_*^2 = 0,8346
 \end{aligned}$$

Für $n=6$ und $m=5$ ergibt sich

$$\begin{aligned}
 (17) \quad T = & -11,2480 - 0,2314S_1 + 2,0122S_2 + 2,0990S_3 \\
 & (-0,1564) (1,0004) (1,1209) \\
 & -1,2745r - 1,0479r^{-1} - 0,2164r^{-2} + 0,6705r^{-3} + 1,1693r^{-4} \\
 & (-1,2429) (-1,0037) (-0,5011) (0,8342) (1,1879) \\
 & + 0,9428r^{-5} \\
 & (1,0880) \\
 & + 0,3479Y + 0,3163Y^{-1} + 0,0855Y^{-2} - 0,1643Y^{-3} - 0,2529Y^{-4} \\
 & (2,8609) (2,2811) (0,0379) (-1,6115) (-1,9926) \\
 \\
 & R_*^2 = 0,8667
 \end{aligned}$$

Auch hier ergeben sich keine gravierenden Unterschiede zwischen 2SLS- und OLS-Schätzungen. Es sind jedoch folgende Tendenzen zu beobachten:

- a) Der durch Änderungen des Zinsniveaus auf den Kapitalmärkten induzierte Prozeß der Substitution zwischen Termindepositen und Kapitalmarktanlagen ist - zumindest hinsichtlich der Reaktion zu Beginn des Anpassungsprozesses - nach den 2SLS-Schätzungen weniger intensiv als nach den OLS-Schätzungen.
- b) Die Reaktion der Termindepositen-Nachfrage auf Änderungen des Transaktionsvolumens ist nach den 2SLS-Schätzungen ebenfalls weniger intensiv als nach den OLS-Schätzungen.

Abschließend haben wir noch die 2SLSE der Spardepositen-Nachfrage S berechnet. Für $m=3$ ergibt sich

$$(18) \quad S = -70,7173 + 1,2748S_1 + 2,6696S_2 + 3,3714S_3 \\ (0,2071) (0,4317) (1,1283) \\ + 0,5011Y + 0,6506Y^{-1} + 0,4751Y^{-2} \\ (1,9844) (2,4448) (1,1460)$$

$$R_*^2 = 0,9629$$

Für $m=5$ erhält man

$$(19) \quad S = -67,1627 + 0,5920S_1 - 1,2677S_2 - 1,1312S_3 \\ (0,1766) (-0,3098) (-0,2825) \\ + 0,2234Y + 0,3671Y^{-1} + 0,4239Y^{-2} + 0,3864Y^{-3} + 0,2475Y^{-4} \\ (0,9692) (2,2172) (2,8441) (2,0616) (1,0377)$$

$$R_*^2 = 0,9646$$

Die 2SLS-Schätzungen liefern also für das Volkseinkommen nicht die unplausiblen lag-Strukturen mit Reaktionsschwerpunkt zu Beginn des Anpassungsprozesses wie die OLS-Schätzungen. Geht man von Relation (19) aus, so reagiert die Spardepositen-Nachfrage auf Änderungen des Volkseinkommens anfangs relativ schwach, erreicht zwei Quartale nach Datenänderung ihr Maximum und verliert dann langsam wieder an Intensität. Ein Ergebnis, das - im Gegensatz zu den OLS-Schätzungen - durchaus plausibel ist.

Überblickt man die vorliegenden 2SLS-Schätzungen für den Bereich der Geldnachfrage, so ist zusammenfassend festzustellen, daß die 2SLS-Schätzungen i.d.R. plausiblere Ergebnisse liefern als die OLS-Schätzungen. Allerdings ist die quantitative Bedeutung der Unterschiede zwischen den OLS- und 2SLS-Schätzungen nicht allzu groß.

Nach dieser Diskussion der 2SLS-Schätzungen für den Bereich der Geldnachfrage wollen wir uns dem Bereich des Geldangebots zuwenden.

22. Die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Zentralbankkrediten

In einem ersten Ansatz haben wir unterstellt, daß in der Geldangebotsfunktion die Geldbasis in der Definition B_2 verwendet wird. Die den OLS-Schätzungen (11) und (12) für die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Zentralbankkrediten entsprechenden 2SLS-Schätzungen ergeben

$$(20) \quad F = -11,2092 - 0,8800d + 2,3791r + 0,0170E \\ (-2,1338) (4,8326) (4,0399)$$

$$R_*^2 = 0,9153$$

bzw.

$$(21) \quad F = -10,8605 - 0,6628d + 1,9745r + 0,0026E + 0,0667K \\ (-1,4981) (3,3996) (0,2180) (1,2852)$$

$$R_*^2 = 0,9189$$

Ein Vergleich der 2SLS-Schätzungen mit den entsprechenden OLS-Schätzungen läßt folgende Schlußfolgerung zu:

- a) Sowohl der Regressionskoeffizient der Diskontsatz-Variablen als auch derjenige der Zins-Variablen ist dem Betrage nach größer geworden. Jedoch weist der Koeffizient des Diskontsatzes nunmehr - im Gegensatz zu den OLS-Schätzungen - ein negatives Vorzeichen auf. Dies deutet darauf hin, daß es der Bundesbank cet. par. doch möglich war, das Refinanzie-

rungevolumen der Geschäftsbanken mit Hilfe der Diskontsatzpolitik in der gewünschten Richtung zu beeinflussen. Allerdings ist auch dieses Ergebnis mit einer gewissen Vorsicht zu interpretieren, da der Regressionskoeffizient der Diskontsatz-Variablen statistisch nicht signifikant ist.

Bezüglich der vom Geschäftsbankensektor angebotenen Geldmenge ist darüber hinaus folgendes zu beachten:

Selbst wenn man davon ausgeht, daß es der Bundesbank möglich ist, das Refinanzierungsvolumen der Geschäftsbanken mit Hilfe der Diskontsatzpolitik in die gewünschte Richtung zu lenken, so ist damit - wie in Teil B Abschnitt 2.22. dargelegt - noch nicht gesagt, daß es ihr auch möglich ist, das Geldangebot in der gewünschten Richtung zu beeinflussen; denn beim Wechselrediskont- und Lombardgeschäft handelt es sich um Transaktionen zwischen dem Zentralbanksystem und den Geschäftsbanken, die folglich keinen unmittelbaren Einfluß auf die angebotene Geldmenge haben.

- b) Auffallend ist weiterhin, daß der numerische Wert des Regressionskoeffizienten der Kreditnachfrage K um ca. 50 v.H. kleiner geworden ist, sowie daß der Wert des Regressionskoeffizienten des Einlagevolumens E sich dem Betrage nach etwa verdoppelt hat und nunmehr ein positives Vorzeichen besitzt. Wir vermuten, daß diese Veränderungen wiederum dadurch zu erklären sind, daß Einlagevolumen und Kreditnachfrage endogene Variable darstellen, die nicht unabhängig voneinander variieren. In einen derartigen Fall sind die OLS-Schätzungen i.d.R. inkonsistent. Die 2SLSE hingegen trägt diesen Interdependenzen Rechnung und gestattet unter allgemeinen Bedingungen die Errechnung konsistenter Schätzungen. In Übereinstimmung mit diesen Überlegungen liefert die 2SLSE - insbesondere hinsichtlich der Elastizität der Nachfrage F des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten in bezug auf die Kreditnachfrage K - die plausibleren Ergebnisse. Für die auf den Mittelwert bezogene Elastizität errechnet sich aus (21) ein Wert in der Größenordnung von 1.

In einem weiteren Ansatz haben wir unterstellt, daß in der Geldangebotsrelation die Geldbasis in der Definition B_1 verwendet wird. Die dem Ansatz (21) entsprechende 2SLS-Schätzung ergibt

$$(22) \quad F = 7,8181 + 0,0153d + 1,2211r + 0,0250E - 0,0025K \\ (0,0443)(3,6525)(7,1247)(-0,8446)$$

$$R_*^2 = 0,8795$$

Festzustellen ist, daß die Schätzungen (21) und (22) völlig unterschiedliche Ergebnisse liefern. Das ist insofern erstaunlich, als in beiden Ansätzen grundsätzlich die gleichen erklärenden Variablen verwendet werden. Der einzige Unterschied besteht darin, daß der Relation (22) die Annahme zugrunde liegt, daß das Gesamtmodell nicht die Größe B_2 als exogene erklärende Variable enthält, sondern stattdessen die Variablen B_1 und q .

Untersucht man die geschätzten Koeffizienten hinsichtlich ihrer Plausibilität, so wird man der Relation (21) den Vorzug vor Relation (22) geben müssen; denn die Annahme, daß die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Refinanzierungskrediten sinkt, wenn die Nachfrage des Publikums nach Direktkrediten steigt, dürfte wenig sinnvoll sein. Darüber hinaus wird auch die Untersuchung der Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen sowie des Geldangebots zeigen, daß die Verwendung der Geldbasis in der Definition B_1 wenig plausible Ergebnisse liefert. Letzteres war grundsätzlich auch zu erwarten, und zwar aus folgendem Grund:

Die OLS-Schätzungen in Teil C Abschnitt 3.33 für die Geldangebotsrelationen lieferten bei Verwendung der Geldbasis B_2 als erklärende Variable sowohl höhere multiple Korrelationskoeffizienten als auch höhere Durbin-Watson-Koeffizienten als bei Verwendung der Variablen B_1 und q . Wir haben daraus geschlossen, daß letzteres eine Fehlspezifikation darstellt. Monte Carlo-Studien haben aber gezeigt, daß die simultanen Schätzverfahren in bezug auf Spezifikationsfehler wesentlich sensibler reagieren als die OLS-Schätzungen.¹ Folglich ist davon

¹ Vgl.: H. Seibt, a.a.O., S. 26

auszugehen, daß ein evtl. Spezifikations-bias bei Verwendung der 2SLSE quantitativ bedeutender ist als bei Verwendung der OLSE.

Wir werden daher im folgenden vornehmlich die Definition B_2 für die Geldbasis verwenden.

33. Die Nachfrage des Geschäftsbankensektors nach Liquiditätsanlagen

In einem ersten Ansatz haben wir versucht, die Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen zu "erklären" durch den Diskontsatz d , den Zinssatz r , das Einlagevolumen E sowie die Saisonvariablen S_1 , S_2 und S_3 .

Verwendet man die Definition B_2 für die Geldbasis, so ergibt sich die folgende 2SLSE

$$(23) \quad L = 25,2928 + 1,4966S_1 + 0,6652S_2 + 8,1298S_3 \\ (1,2079) \quad (0,5403) \quad (1,6950)$$

$$+ 1,5643d - 5,8437r + 0,1044E \\ (0,8702) \quad (-2,7081) \quad (5,6744)$$

$$R_*^2 = 0,6921$$

In einem weiteren Ansatz haben wir die Kreditnachfrage K als zusätzliche erklärende Variable eingeführt

$$(24) \quad L = 20,9319 + 2,0175S_1 + 2,1211S_2 + 2,5499S_3 \\ (1,8703) \quad (1,8665) \quad (2,3385)$$

$$- 0,6766d - 1,5236r + 0,2621E - 0,7271K \\ (-0,4050) \quad (-0,6883) \quad (5,6361) \quad (-3,6077)$$

$$R_*^2 = 0,7773$$

Vergleicht man die 2SLS-Schätzung (24) mit der OLS-Schätzung (15), so ist folgendes festzustellen:

a) Aus der 2SLS-Schätzung (24) errechnet sich eine dem Betrage nach wesentlich geringere Elastizität der Nachfrage nach Liquiditätsanlagen in bezug auf den Diskontsatz d als aus der OLS-Schätzung (15). Das Ergebnis der 2SLS erscheint plausibler als das der OLSE; denn wir hatten die Bedeutung des Diskontsatzes für die Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen damit begründet, daß die Geschäftsbanken aus Rentabilitätsgründen bei steigendem Diskontsatz *cet. par.* bestrebt sind, ihre Rediskontkontingente bei der Bundesbank in geringerem Umfang auszunutzen und sich evtl. benötigtes Zentralbankgeld zumindest teilweise durch Reduzierung der Nachfrage nach Liquiditätsanlagen zu beschaffen. Beachtet man aber, daß

aa) größere Differenzen zwischen den Geldmarktsätzen und dem Diskontsatz - wie bereits erwähnt - von der Bundesbank i.d.R. mit einem time-lag von ca. zwei Monaten ausgeglichen wurden und

bb) die Marktzinssätze i.d.R. erheblich über dem Diskontsatz liegen,

so ist zu erwarten, daß die Bedeutung des Diskontsatzes als Opportunitätskostensatz für die Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen recht gering ist. In Übereinstimmung mit diesen Überlegungen liefert die obige 2SLS-Schätzung für den Regressionskoeffizienten der Diskont-Variablen einen dem Betrage nach relativ kleinen Wert, der darüber hinaus statistisch völlig insignifikant ist.

b) Weiterhin fällt auf, daß der Regressionskoeffizient der Zins-Variablen r in der 2SLS-Schätzung ein negatives, in der OLS-Schätzung hingegen ein positives Vorzeichen aufweist. Dies deutet darauf hin, daß die Geschäftsbanken in ihrem Kalkül dem Zinsertrag der von ihnen gehaltenen Kapitalmarktpapiere auch dann eine relativ große Bedeutung beimessen, wenn letztere zum Zwecke der Liquiditätssicherung gehalten werden, d.h. wenn sie Liquiditätsanlagen i.w.S. darstellen. Eine eindeutige Entscheidung ist aufgrund der Schätzung (24) jedoch nicht möglich, da der Regressions-

Koeffizient der Zins-Variablen r statistisch nicht signifikant ist.

Die Regressionskoeffizienten des Einlagevolumens E und der Kreditnachfrage K sind in der 2SLS-Schätzung (24) nicht signifikant verschieden von denen in der OLS-Schätzung (15). Jedoch fällt auf, daß die statistische Signifikanz in der 2SLS-Schätzung wesentlich geringer ist.

In einem weiteren Ansatz haben wir - ähnlich wie bei der Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten - unterstellt, daß anstelle der Geldbasis B_2 die Variablen B_1 und q im Gesamtmodell als erklärende Variable verwendet werden.

Die der Relation (24) entsprechende 2SLSE ergibt

$$(25) \quad L = 17,7836 + 0,7513S_1 + 0,6539S_2 + 1,8326S_3 \\ (0,6663) (0,5872) (1,6583)$$

$$-0,3857d - 3,2792r + 0,0878E + 0,0047K \\ (-0,3546) (-3,0633) (7,9682) (0,5130)$$

$$R_*^2 = 0,7622$$

Es ergibt sich ein ähnliches Ergebnis wie bei der Untersuchung der Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten:

- a) Die Schätzungen (24) und (25) ergeben Regressionskoeffizienten, die sich erheblich voneinander unterscheiden.
- b) Der Regressionskoeffizient der Kreditnachfrage K ist statistisch nicht signifikant und weist ein nicht unseren Erwartungen entsprechendes Vorzeichen auf.

Die Annahme, daß die Nachfrage des Bankensystems nach Liquiditätsanlagen zunimmt, wenn die Nachfrage des Publikums nach Direktkrediten steigt, dürfte wenig plausibel sein. Wir schließen daraus - ähnlich wie bei der Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten -, daß die Verwendung der Geldbasis B_1 (i.V.m. dem durchschnittlichen Mindestreservesatz q) eine Fehlspezifikation darstellt und folglich wenig sinnvoll ist.

44. Das Geldangebotsverhalten des Geschäftsbankensektors

In einem ersten Ansatz haben wir versucht, das Geldangebot M_1^S zu erklären durch die Geldbasis B_1 , den Kassenhaltungskoeffizienten c , den Zeitdepositenkoeffizienten z , den Diskontsatz d sowie den durchschnittlichen Mindestreservesatz q .

Als 2SLSE erhält man

$$(26) \quad M_1^S = 134,6390 + 0,4126B_1 - 136,2076c + 2,6842z + 4,8817d - 217,9937q \\ (1,3618) \quad (-5,4397) (0,4328) (2,8150) \quad (-2,7958)$$

$$R_*^2 = 0,9559$$

Führt man als zusätzliche erklärende Variable den Zinssatz r ein, so ergibt sich

$$(27) \quad M_1^S = 95,8791 + 0,5395B_1 - 106,2712c + 1,0837z + 0,9210d + 4,0360r \\ (1,9884) \quad (-4,4299) (0,1964) (0,4717) (3,2906)$$

$$-166,4032q \\ (-2,3478)$$

$$R_*^2 = 0,9663$$

Ein Vergleich der 2SLS-Schätzung (27) mit der OLS-Schätzung (41) läßt folgende Feststellungen zu:

- a) Die Zinselastizität der 2SLS-Schätzung (27) ist etwa doppelt so groß wie diejenige der OLS-Schätzung (41). Ähnliche Veränderungen der Zinselastizität wurden - wie bereits erwähnt - bei amerikanischen Untersuchungen festgestellt.
- b) Der numerische Wert des Regressionskoeffizienten der Diskont-Variablen ist dem Betrage nach zwar kleiner geworden, jedoch erhält man, ähnlich wie bei den OLS-Schätzungen, auch bei den 2SLS-Schätzungen ein positives Vorzeichen. Es ergibt sich also nicht der bei amerikanischen Untersuchungen

gen beobachtete Vorzeichenwechsel.¹ Dieses Ergebnis läßt sich als Bestätigung der Erwartungsthese interpretieren. Allerdings ist zu beachten, daß der Regressionskoeffizient der Diskont-Variablen statistisch nicht signifikant ist, so daß man einem evtl. konjunkturpolitisch prozyklisch wirkenden Effekt der Diskontsatzpolitik der Bundesbank keine allzu große quantitative Bedeutung beimessen sollte. Andererseits wird man als Ergebnis der Untersuchung jedoch feststellen können, daß von der Diskontsatzpolitik der Bundesbank - zumindest in der Form wie sie in der Vergangenheit betrieben wurde - mit ziemlicher Sicherheit keine stabilisierende Wirkung ausgeht.

In einem weiteren Ansatz haben wir die Kreditnachfrage K als zusätzliche erklärende Variable eingeführt. Als 2SLSE erhält man

$$(28) \quad M_1^S = 96,7368 + 0,5163B_1 - 109,6362c + 1,8711z + 0,9319d + 3,9574r \\ (1,8797) \quad (-4,4672) (0,3312) (0,4745) (3,1963) \\ -153,0585q - 0,0084K \\ (-2,0831) (-0,7505)$$

$$R_*^2 = 0,9669$$

Auffallend an den Schätzungen (26) bis (28) ist folgendes:

- a) Die Regressionskoeffizienten des Zeitdepositenkoeffizienten z weisen durchweg ein nicht unseren Erwartungen entsprechendes Vorzeichen auf.
- b) Der Regressionskoeffizient der Kredit-Variablen K weist ebenfalls ein nicht unseren Erwartungen entsprechendes Vorzeichen auf und ist darüber hinaus statistisch völlig in-signifikant.

Dies ändert sich jedoch, wenn man anstelle der Geldbasis B_1 die Geldbasis B_2 als erklärende Variable verwendet. Dieser

¹ Vgl. z.B.: R. Teigen, Demand and Supply..., S. 489, Fußnote 20 - K. Brunner and A.H. Meltzer, a.a.O., S. 265 ff.

Umstand läßt sich dahingehend interpretieren, daß die Definition B_2 für die Geldbasis sinnvoller ist als die Definition B_1 . Ein Ergebnis, das wir bei allen bisher berechneten 2SLS-Schätzungen - sei es für die Nachfrage des Bankensystems nach Refinanzierungskrediten oder aber nach Liquiditätsanlagen - beobachtet haben.

Bei Verwendung der Geldbasis B_2 als erklärende Variable erhält man die folgenden 2SLS-Schätzungen

$$(29) \quad M_1^S = 35,6136 + 0,1921B_2 - 26,0868c - 5,4653z + 0,0469d + 0,9835K \\ (2,9752) \quad (-2,6305) \quad (-3,1399) \quad (0,1271) \quad (15,0938)$$

$$R_*^2 = 0,9943$$

$$(30) \quad M_1^S = 35,5804 + 0,1929B_2 - 26,5017c - 5,4240z - 0,0386d + 0,1287r \\ (2,9345) \quad (-2,4741) \quad (-3,0102) \quad (-0,0452) \quad (0,1116)$$

$$+ 0,9770K \\ (11,0279)$$

$$R_*^2 = 0,9943$$

Vergleicht man die Relationen (29) und (30) mit den entsprechenden OLS-Schätzungen, so sind keine schwerwiegenden Unterschiede festzustellen. Die numerischen Werte der Regressionskoeffizienten der Kredit-Variablen K und der Zins-Variablen r sind geringfügig größer geworden, diejenigen der übrigen Variablen sind durchweg dem Betrage nach kleiner geworden.

Abschließend seien die u.E. "besten" Schätzungen zu einem Gesamtmodell zusammengesetzt, das auf der nächsten Seite wiedergegeben ist.

4. Wirtschaftspolitische Implikationen

Unsere theoretischen Überlegungen und empirischen Untersuchungen bezüglich des Geldangebotsverhaltens des Geschäftsbankensektors in der Bundesrepublik deuten darauf hin, daß es zweifelhaft ist, ob die Bundesbank in der Lage ist, das Geldangebotsverhalten des Bankensystems mit Hilfe des traditionellen Instrumentariums - zumindest bei einem quantitativen Einsatz, wie er während des Untersuchungszeitraumes erfolgte - in der aus geld- und konjunkturpolitischen Gründen erwünschten Richtung und Stärke zu beeinflussen.

Die beiden zentralen Mittel der Bundesbank zur Steuerung der angebotenen Geldmenge sind nach h.M. die Mindestreserve- sowie die Offenmarktpolitik.¹ Daneben stehen u.a. noch die Instrumente der Diskontsatz- und der Rediskontkontingentpolitik zur Verfügung. Mit der Wirkungsweise der letzteren haben wir uns bereits eingehend befaßt. Etwas vereinfachend läßt sich als Ergebnis festhalten:

- a) Die vorliegenden OLS- und 2SLS-Schätzungen deuten darauf hin, daß die Diskontsatzpolitik der Bundesbank - zumindest während des Untersuchungszeitraumes - nicht in der Lage war, die Nachfrage des Bankensystems nach Zentralbankkrediten sowie das Geldangebot in der gewünschten Richtung und Stärke zu beeinflussen. Im Gegenteil, die empirischen Ergebnisse legen sogar die Vermutung nahe, daß Diskontsatzvariationen - entsprechend der Erwartungsthese - z.T. prozyklisch und damit destabilisierend gewirkt haben.
- b) Hinsichtlich der Rediskontkontingentpolitik hatten wir festgestellt, daß die Rediskontkontingente während des Untersuchungszeitraumes so großzügig bemessen waren, daß von ihrer Dimensionierung keine entscheidenden kontraktiven bzw. expansiven Effekte ausgegangen sein dürften.

Wie eingangs erläutert, kann als Maßstab für den empirischen

1 Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 133

Gehalt eines hypothetischen Aussagensystems nur seine Falsifizierbarkeit angesehen werden. Unter Beachtung dieses Umstandes läßt sich das Ergebnis der empirischen Untersuchung zur Wirkungsweise der Diskontsatzpolitik der Bundesbank wie folgt zusammenfassen:

Die Hypothese, daß Diskontsatzerhöhungen in einer Boomphase, die die Banken eigentlich zu größerer Vorsicht und Zurückhaltung bei der Kreditvergabe anhalten sollen, den Optimismus bezüglich der allgemeinen wirtschaftlichen Aktivität verstärken und damit die Kreditnachfrage beim Bankensystem und entsprechend die Nachfrage der Banken beim Zentralbanksystem nach liquiden Reserven anregen, kann durch die vorliegenden OLS- und 2SLS-Schätzungen nicht als falsifiziert betrachtet werden. Es ist daher zu vermuten, daß die Diskontsatzpolitik der Bundesbank - zumindest in der Form, wie sie während des Untersuchungszeitraumes betrieben wurde (Konstatierungsfunktion) - zur Kontrolle des Geld- bzw. Kreditvolumens relativ ungeeignet ist. Hinsichtlich der Einzelheiten wird auf Teil C Abschnitt 2.22. verwiesen.

Nach h.M. kann die Bundesbank dem Geschäftsbankensektor durch Änderungen des Mindestreserve-Solls und/oder des Volumens der Offenmarkttransaktionen unmittelbar Reserven entziehen bzw. Reserven zur Verfügung stellen. Hinsichtlich der Offenmarktpolitik gilt diese Aussage uneingeschränkt jedoch nur für Offenmarktoperationen der Notenbank mit Nichtbanken, und zwar in dem Umfang, in dem die entsprechenden Transaktionen über Depositionskonten bei Geschäftsbanken abgewickelt werden. Werden Offenmarkttransaktionen mit Nichtbanken direkt über Konten beim Zentralbanksystem abgewickelt, so hat dies keinen unmittelbaren Einfluß auf die Reserveposition des Geschäftsbankensektors. Bei Offenmarktoperationen der Notenbank mit Kreditinstituten ist zu beachten, daß die Notenbank lediglich die Abgabesätze bestimmt, während Art und Menge der umgesetzten Papiere von den Geschäftsbanken bestimmt werden.

Darüber hinaus ist hinsichtlich der geldpolitischen Effizienz von Variationen des Mindestreserve-Solls und/oder des Volumens

der Offenmarkttransaktionen festzustellen, daß ihnen zumindest teilweise die Effektivität genommen werden kann.

- a) durch Anpassungstransaktionen des Geschäftsbankensektors und/oder
- b) durch Reservebewegungen, die nicht dem direkten Einfluß der Zentralbank unterliegen.

Als Beispiel für die Bedeutung von Anpassungstransaktionen des Geschäftsbankensektors könnte man etwa folgenden Sachverhalt anführen:

Wie oben erläutert, ist davon auszugehen, daß eine restriktive Mindestreserve- bzw. Offenmarktpolitik tendenziell eine Erhöhung des Zinsniveaus auf den Kapital- und Kreditmärkten induziert. Darüber hinaus legte die Analyse der Nachfrage des Bankensystems nach Zentralbankkrediten sowie nach Liquiditätsanlagen die Vermutung nahe, daß mit steigendem Kapitalmarktzins r

- a) die Nachfrage des Bankensystems nach Zentralbankkrediten steigt und
- b) die Nachfrage nach Liquiditätsanlagen i.S.d. Bundesbank sinkt.

Diese durch eine restriktive Geldpolitik induzierten "counter feed-backs" können den Maßnahmen der Bundesbank einen Teil ihrer Effektivität nehmen. Wir werden auf die damit zusammenhängende Problematik weiter unten zurückkommen.

Ein weiterer Umstand, der in diesem Zusammenhang relevant wird, ist darin zu sehen, daß gewisse Anzeichen dafür vorliegen, daß die Offenmarktoperationen des Zentralbanksystems mit Geschäftsbanken während des Untersuchungszeitraumes im wesentlichen nur eine Umstrukturierung der Liquiditätsreserven des Bankensystems bewirkt haben. Hinsichtlich der Einzelheiten wird auf Teil C Abschnitt 2.33. verwiesen.

Unter den Reservebewegungen, die nicht dem direkten Einfluß der Bundesbank unterliegen, haben sich - in Zeiten einer restriktiven Geldpolitik - vor allem die Devisenzuflüsse aufgrund der Aktivsalden in der Bilanz der laufenden Transaktionen als

störend erwiesen.¹ Ein weiterer in diesem Zusammenhang relevanter Faktor ist bspw. die in der Bundesrepublik zu beobachtende säkulare Tendenz zur Verminderung der Bargeldhaltung des Publikums.

Darüber hinaus ist zu beachten, daß "...in einem Währungssystem mit festen Wechselkursen und freier Konvertibilität...der Einsatz des Notenbankinstrumentariums zur Kontrolle des Geldangebots nur wirksam (bleibt), solange diese Maßnahmen keine internationalen Kapitalbewegungen und damit Reserveströme induzieren, die den geldpolitischen Absichten der Zentralbank zuwiderlaufen."² Entsteht bspw. infolge der restriktiven Politik der Zentralbank ein signifikantes Zinsgefälle zwischen den inländischen Geld- bzw. Kapitalmärkten und vergleichbaren Auslandsmärkten, so kann es zu Kapitalimporten kommen, deren Volumen bei einer Verschärfung der restriktiven Politik cet. par. zunimmt. Das kann nach h.M. zur Folge haben, daß den geldpolitischen Maßnahmen der Bundesbank die beabsichtigte Wirkung teilweise genommen wird oder sogar eine Umkehrung ins Gegenteil erfolgt.³

In der Literatur wird teilweise die Auffassung vertreten,⁴ die Bundesbank könne ihren geldpolitischen Maßnahmen - trotz der oben beschriebenen "counter feed-backs" - die gewünschte Effektivität verleihen, indem sie evtl. Anpassungstransaktionen der Geschäftsbanken und/oder evtl. exogene Reservebewegungen von vornherein in ihrem Kalkül berücksichtigt. Kritisch ist zu einem derartigen Konzept folgendes zu sagen:

Selbst wenn man zunächst von der Frage absieht, ob sich die gewünschte Effizienz des geldpolitischen Instrumentariums auf diesem Wege tatsächlich erreichen läßt, so ist hinsichtlich der Praktikabilität eines derartigen Konzeptes festzustellen, daß die zeitlich und quantitativ adäquate Dosierung der expan-

1 Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 135

2 Ebenda, S. 139

3 Vgl.: Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank 1967, S. 6 f.

4 Vgl.: A.J. Meigs, a.a.O., S. 92 f.

siven bzw. kontraktiven Maßnahmen nur sehr bedingt möglich ist. Denn gerade Schätzungen hinsichtlich Form und lag-Länge der Reaktion des Geschäftsbankensektors auf die verschiedenen geldpolitischen Maßnahmen sind mit großen Unsicherheiten behaftet.¹ Als weiteres Erschweris einer "richtigen" Dosierung kommt hinzu, daß sich die Nachfrage des Bankensystems nach Zentralbankkrediten und/oder Liquiditätsanlagen auch unabhängig von den Maßnahmen der Bundesbank ändern kann.² Ein sinnvolles "timing" und/oder ein quantitativ adäquat dosierter Einsatz der verschiedenen geld- und kreditpolitischen Instrumente der Bundesbank dürfte daher außerordentlich schwierig sein.

Über die Problematik der praktischen Durchführung einer dergestalt konzipierten Geldpolitik hinaus sind jedoch grundlegende Zweifel hinsichtlich der behaupteten Effizienz des geldpolitischen Instrumentariums anzumelden, und zwar vornehmlich aus den nachfolgend diskutierten Gründen.

Wir haben oben erläutert, daß davon auszugehen ist, daß die Kreditnachfrage des Publikums relativ zinsunelastisch ist. "Je mehr...(aber)...der Zins auf der Seite der Kreditnachfrage seine (mechanische) Regulierungsfunktion verliert und unter dem Eindruck der staatlichen Vollbeschäftigungspolitik auch viel von seiner psychologischen Signalwirkung einbüßt, desto mehr hängt der Erfolg geldpolitischer Maßnahmen von einer Beschränkung des Kreditangebots ab."³ Unsere empirischen Untersuchungen deuten aber darauf hin, daß "...die Herrschaft der Notenbank über die Geldschöpfung...in einer grundsätzlichen Art zweifelhaft geworden (ist)."⁴ Dies wird im folgenden näher begründet.

Direktkredite stellen i.a. die rentabelsten Bankaktiva dar.

1 Vgl.: W. Salomo, a.a.O., S. 145

2 Vgl.: A.J. Meigs, a.a.O., S. 93

3 W. Graebner, a.a.O., S. 36

4 R. Stucken, Deutsche Geld- und Kreditpolitik 1914 - 1963, Tübingen 1964, S. 291

Berücksichtigt man, daß Geschäftsbanken i.d.R. erwerbswirtschaftlich orientierte Unternehmen sind, so folgt daraus, daß letztere grundsätzlich bestrebt sind, eine bestehende Kreditnachfrage des Publikums zu befriedigen. Hinsichtlich der Struktur des Prozesses der Anpassung sind wir von der Hypothese ausgegangen, daß das Reaktionsverhalten des Geschäftsbankensektors weitgehend unabhängig ist von der Höhe des Diskontsatzes sowie von der Höhe der Abgabesätze der Bundesbank für Offenmarktpapiere. Das Ergebnis der diesbezüglich vorgenommenen empirischen Untersuchung läßt sich wie folgt zusammenfassen:

Die Hypothese, daß das Bankensystem in der Bundesrepublik grundsätzlich bestrebt ist, eine bestehende Kreditnachfrage des Publikums zu befriedigen, und zwar weitgehend unabhängig von Richtung und Stärke der Offenmarkt- sowie Diskontsatzpolitik der Bundesbank, kann durch die vorliegenden OLS- und 2SLS-Schätzungen ebensowenig als falsifiziert betrachtet werden wie die Hypothese, daß der Geschäftsbankensektor weder mit Hilfe der Diskontsatzpolitik noch mit Hilfe der Offenmarktpolitik gehindert werden kann, potentielle Liquidität - durch Verschuldung beim Zentralbanksystem und/oder durch Veräußerung sekundärer Liquiditätsreserven - in aktuelle Liquidität umzuwandeln.

Zusammenfassend ist daher festzustellen, daß unsere theoretischen Überlegungen und empirischen Untersuchungen Anlaß zu der Vermutung geben, daß es der Bundesbank nicht möglich ist, das Kreditschöpfungspotential des Geschäftsbankensektors mit Hilfe der Diskontsatz- und/oder Offenmarktpolitik zu kontrollieren. Diese Aussage würde selbst dann noch gelten, wenn es möglich wäre, die "counter feed-backs" zeitlich und quantitativ exakt im Kalkül zu erfassen. Der Grund ist wohl darin zu sehen, daß die der Diskontsatz- und Offenmarktpolitik zugrunde liegenden Verhaltensannahmen unter den derzeitigen institutionellen Gegebenheiten in der Bundesrepublik nicht zutreffen. "Die vorherrschende Motiv- und Präferenzstruktur der Banken macht es der Notenbank unmöglich, durch eine Manipulierung bestimmter Geldmarktsätze, einen Mechanismus auszulösen, der 'quasi' zwangsläufig zu einem zielkonformen Verhalten der Kreditwirtschaft führt."¹

¹ W. Graebner, a.a.O., S. 36

A N H A N G

== == == == ==

ANHANG I : STATISTISCH-THEORETISCHE FRAGEN

=====

Im folgenden seien die im Text bereits angerissenen, aus darstellungstechnischen Gründen aber zunächst ausgeklammerten, statistisch-theoretischen Fragen näher diskutiert. Und zwar werden wir nach einer kurzen Darstellung der in der Literatur hinsichtlich simultaner Modelle üblicherweise gesetzten Prämissen behandeln

- das Identifikationsproblem, und zwar schwerpunktmäßig bezüglich der Existenz von Nicht-Linearitäten in den Variablen,
- die Ableitung der 2SLSE und ihrer asymptotischen Kovarianzmatrix sowie schließlich
- das Aggregationsproblem, und zwar speziell hinsichtlich simultaner Modelle.

Beginnen wir mit einer Darstellung der in der Literatur üblichen Prämissen für simultane Modelle.

1. Modelle vom "Cowles Commission Typ" und ihre Pramissen

11. Die strukturelle Form

Wir gehen aus von dem in Teil D spezifizierten simultanen Modell

$$(1) \quad \underline{YF} + \underline{XB} = \underline{U}$$

Definieren wir

$$(2) \quad \underline{Z} = \begin{bmatrix} \underline{Y} \\ \underline{X} \end{bmatrix} \quad \text{und} \quad \underline{A}' = \begin{bmatrix} \underline{F}' \\ \underline{B}' \end{bmatrix}$$

so können wir für (1) schreiben

$$(3) \quad \underline{ZA} = \underline{U}$$

In der Literatur werden bei der Behandlung derartiger Modelle i.d.R. folgende Annahmen gemacht:¹

¹ Vgl. hierzu bspw.: A.S. Goldberger, a.a.O., S. 330ff. - F.M. Fisher, The Identification Problem..., S. 14ff. - J. Johnston, a.a.O., S. 231ff.

Annahme I

Die numerischen Werte der H gemeinsam abhängigen Variablen sind interpretierbar als Realisationen der stochastischen Matrix $\underline{Y}$, deren Eigenschaften durch (1) vollständig beschrieben werden.

Annahme II

Die Matrix $\underline{X}$ besitzt den Rang K und ihre Elemente sind nicht stochastisch.

Aus dieser Annahme folgt, daß der Rang der Matrix $\underline{F}$ gleich H ist; denn andernfalls ließe sich immer ein nicht stochastischer Vektor $\underline{k}$ finden dergestalt, daß $\underline{Fk} = \underline{0}$ wird. In diesem Falle müßte gemäß (1) gelten $\underline{XBk} = \underline{Uk}$. Das würde aber bedeuten, daß die Matrix $\underline{X}$ stochastisch ist, was ex definitione ausgeschlossen war.

Annahme III

Die Matrix $(T^{-1}\underline{X}'\underline{X})$ konvergiert für $T \rightarrow \infty$ gegen die endliche, positiv definite $(K \times K)$ -Matrix $\underline{Q}$.

$$(4) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} (T^{-1}\underline{X}'\underline{X}) = \underline{Q}$$

Diese Annahme impliziert i.V.m. Annahme II, daß wir die Beobachtungswert-Matrix $\underline{X}$ interpretieren können als degenerierte TK -dimensionale Zufallsvariable, bei der die gesamte Wahrscheinlichkeitsmasse im Punkt $\underline{X}$ kollabiert. D.h.: Die Matrix $\underline{X}$ nimmt in wiederholten Stichproben gleiche numerische Werte an.

Annahme IV

Der Erwartungswert der Matrix $\underline{U}$ der latenten Variablen ist gleich Null.

$$(5) \quad E(\underline{U}) = \underline{0}$$

Aus dieser Annahme folgt i.V.m. Annahme III

$$(6) \quad \text{Plim}_{T \rightarrow \infty} (T^{-1}\underline{X}'\underline{U}) = \underline{0}$$

wobei Plim den Wahrscheinlichkeitslimes bezeichnet.

Annahme V

Die latenten Variablen sind homoskedastisch verteilt und intertemporär nicht korreliert. Kontemporäre Korrelation ist zugelassen, jedoch seien die kontemporären Kovarianzen im Zeitablauf konstant.

Aus dieser Annahme folgt für die $(TH \times TH)$ -dimensionale Varianz-Kovarianz-Matrix $\Sigma_{UU} = E(\underline{UU}')$ der latenten Variablen des Modells

$$(7) \quad \Sigma_{UU} = \left[\sigma_{ij} \underline{I}_T \right] \otimes \underline{I}_T$$

$$\Sigma_{UU} = \Sigma_{ij} \otimes \underline{I}_T$$

für $i, j = 1, 2, \dots, H$.

Dabei bezeichnet σ_{ij} das allgemeine Element der (TxT) -dimensionalen (diagonalen) Varianz-Kovarianz-Matrix

$$(8) \quad \Sigma_{ij} = E(\underline{u}_i \underline{u}_j')$$

Das oben spezifizizierte Modell ist in der Literatur bekannt geworden als "Modell vom Cowles Commission Typ". Dieses Modell liegt, z.T. in leicht abgewandelter Form, fast allen empirischen Arbeiten zugrunde, die sich mit der Schätzung von strukturellen Parametern in interdependenten Modellen befassen.

22. Die reduzierte Form

Unter Beachtung von Annahme II können wir für (1) schreiben

$$(9) \quad \underline{Y} = -\underline{XBF}^{-1} + \underline{UF}^{-1}$$

Dies ist die sogenannte reduzierte Form des Modells. Sie ist dadurch gekennzeichnet, daß sie die gemeinsam abhängigen Variablen spezifiziert als stochastische Funktionen der prädeternierten Variablen. D.h.: Im Gegensatz zur strukturellen Form enthält die reduzierte Form als Regressoren nur noch prädeternierte Variable.

Es seien folgende Definitionen eingeführt:

$$(10) \quad \underline{\Delta} = \underline{BF}^{-1} = \begin{bmatrix} \underline{\beta}'_k \underline{Y}^i \\ \underline{\delta}_{ki} \end{bmatrix}$$

für $i=1,2,\dots,H$ und $k=1,2,\dots,K$.

Dabei bezeichnet $\underline{\beta}'_k \underline{Y}^i = \delta_{ki}$ das allgemeine Element der $(H \times K)$ -Matrix der Koeffizienten der reduzierten Form. $\underline{Y}^i$ symbolisiert die i -te Spalte der Inversen von $\underline{F}$.

$$(11) \quad \underline{W} = \underline{UF}^{-1} = \begin{bmatrix} \underline{u}'(t) \underline{Y}^i \\ \underline{w}_1(t) \end{bmatrix}$$

für $i=1,2,\dots,H$ und $t=1,2,\dots,T$.

Dabei bezeichnet $\underline{u}'(t) \underline{Y}^i = \underline{w}_1(t)$ das allgemeine Element der $(H \times T)$ -Matrix der latenten Variablen der reduzierten Form.

Unter Verwendung der Definitionen (10) und (11) können wir 'für (9) schreiben

$$(12) \quad \underline{Y} = -\underline{X}\underline{\Delta} + \underline{W}$$

bzw. für die i -te Gleichung der reduzierten Form

$$(13) \quad \underline{Y} = -\underline{X}\underline{\delta}_i + \underline{w}_i$$

Für den Erwartungswert der Matrix $\underline{W}$ ergibt sich

$$(14) \quad E(\underline{W}) = E(\underline{UF}^{-1})$$

$$E(\underline{W}) = E(\underline{U})\underline{F}^{-1}$$

$$(15) \quad E(\underline{W}) = \underline{0}$$

Aus den obigen Definitionen folgt für die $(TH \times TH)$ -dimensionale Varianz-Kovarianz-Matrix $\Omega_{\underline{W}\underline{W}} = E(\underline{W}\underline{W}')$ der latenten Variablen der reduzierten Form

$$(16) \quad \Omega_{\underline{W}\underline{W}} = \begin{bmatrix} \omega_{ij} \underline{I}_T \\ \end{bmatrix} \otimes \underline{I}_T$$

$$\Omega_{\underline{W}\underline{W}} = \Omega_{ij} \otimes \underline{I}_T$$

Dabei bezeichnet ω_{ij} das allgemeine Element der $(T \times T)$ -dimensionalen (diagonalen) Varianz-Kovarianz-Matrix

$$(17) \quad \Omega_{ij} = E(\underline{w}_i \underline{w}_j')$$

Aufbauend auf dem oben spezifizierten Modell werden wir im folgenden das Identifikations- und das Aggregationsproblem sowie die 2SLS-Schätzfunktion diskutieren.

2. Das Identifikationsproblem

Vor der statistischen Schätzung der strukturellen Parameter eines Modells ist grundsätzlich zu prüfen, ob die Parameter identifizierbar sind. Grenzt man die Fragestellung auf die Identifizierbarkeit der jeweils betrachteten Strukturrelation ein, so handelt es sich dabei um die Frage, ob die strukturellen Parameter der betrachteten Relation vom Modell her schätzbar sind, d.h. ob die Konstruktion des Modells bzw. die verfügbaren a posteriori Informationen eine Schätzung der Parameter überhaupt erlauben.¹ Ist das Modell so konzipiert, daß die strukturellen Parameter nicht identifizierbar sind, so können letztere auch bei idealer Datenqualität und -quantität nicht konsistent geschätzt werden.

Eine allgemeine und operationale Lösung des Identifikationsproblems liegt z.Zt. nur für lineare Modelle des im vorigen Abschnitt spezifizierten Typs vor.² Von entscheidender Bedeutung ist dabei, daß

- a) die Modellgleichungen linear sind
 - in den erklärenden Variablen,
 - in den Parametern sowie
 - in den latenten Variablen, und daß
- b) die latenten Variablen (zumindest asymptotisch) nicht mit den prädeterminierten Variablen korreliert sind.

Hinsichtlich nicht linearer Modelle liegen Ergebnisse nur für einige Spezialfälle vor.

Das in Teil D spezifizierte simultane Modell ist z.T. nicht linear in den Variablen. Mit den Problemen der Identifikation in derartigen Modellen hat sich F.M. Fisher beschäftigt.³ Allerdings sind die Ergebnisse Fisher's mehr von theoretischem als von praktischem Wert, da die erarbeiteten Identifikations-Kriterien wenig operational sind.

1 Vgl.: J. Gruber, a.a.O., S. 196

2 Vgl.: T.C. Koopmans, Identification Problems..., Chap. II

3 Vgl.: F.M. Fisher, The Identification Problem..., S. 127ff.

In der Absicht einen Einblick in die Problematik der Identifikation in nicht linearen Modellen zu geben, werden wir im folgenden die Gedankengänge Fisher's in ihren Grundzügen darstellen. Zuvor sei jedoch in aller Kürze auf das Identifikationsproblem im linearen Modell eingegangen, da die Arbeit Fisher's eine konsequente Verallgemeinerung der bislang in der Literatur zum linearen Modell entwickelten Gedankengänge für nicht lineare Modelle darstellt.

11. Ein lineares Modell

Gemäß (3) gilt

$$(3) \quad \underline{Z}\underline{A} = \underline{U}$$

Bezeichnen wir mit $\underline{a}(i)$ die i-te Spalte der Koeffizienten-Matrix $\underline{A}$, so können wir für die i-te Strukturgleichung schreiben

$$(18) \quad \underline{Z}\underline{a}(i) = \underline{u}_i$$

Das Identifikationsproblem liegt logisch vor dem des statistischen Schätzens.¹ Wir können daher - um von den schätztechnischen Fragen zu abstrahieren - o.B.d.A. annehmen, daß der Stichprobenumfang unendlich ist.² Auf diese Weise "...we obtain a clear separation between problems of statistical inference arising from the variability of finite samples and problems of identification in which we explore the limits to which inference even from an infinite number of observations is subjekt."³

Prämultiplizieren wir (18) mit $\underline{X}'$ und bilden den Wahrscheinlichkeitslimes, so ergibt sich

$$\text{Plim } (\underline{T}^{-1}\underline{X}'\underline{Z})\underline{a}(i) = \text{Plim } (\underline{T}^{-1}\underline{X}'\underline{u}_i)$$

Daraus folgt gemäß Annahme IV

$$(19) \quad \text{Plim } (\underline{T}^{-1}\underline{X}'\underline{Z})\underline{a}(i) = \underline{0}$$

1 Vgl.: T.C. Koopmans, Identification Problems..., Chap. II

2 Vgl.: F.M. Fisher, The Identification Problem..., S.

3 Ebenda

Es läßt sich zeigen, daß die Menge der Lösungen von (19), d.h. die Menge der Vektoren, die in Null-Vektoren transformiert werden, wenn man sie mit $\text{Plim} (T^{-1} \underline{X}' \underline{Z})$ prämultipliziert - geometrisch gesprochen - in dem Unterraum $R(N)$ des $(H+K)$ -dimensionalen Vektorraumes $R(H+K)$ liegen. Für die Dimension N des Unterraumes $R(N)$ gilt¹

$$(20) \quad N = (H+K) - \rho$$

Dabei bezeichnet ρ den Rang der Matrix $\text{Plim} (T^{-1} \underline{X}' \underline{Z})$

Es sei angenommen, daß uns die Identifizierbarkeit der Parameter der j -ten Strukturrelation - bspw. der Geldnachfragerelation - interessiert. Aus (19) ist ersichtlich, daß der Parameter-Vektor $\underline{a}(j)$ dieser j -ten Strukturrelation im $R(N)$ liegt. Das ist aber auch alles, was an a posteriori Informationen über $\underline{a}(j)$ erhältlich ist. Unglücklicherweise reicht das jedoch nicht aus, um die strukturellen Parameter identifizieren zu können. Dies sei im folgenden näher erläutert.

Wir haben K prädeterminierte Variable. Diese sind ex definitione linear unabhängig voneinander. Die gemeinsam abhängigen Variablen sind definiert als Größen, deren numerische Werte durch die prädeterminierten Variablen und die stochastische Komponente determiniert werden. Wegen Annahme II muß dann der Rang der Matrix $\text{Plim} (T^{-1} \underline{X}' \underline{Z})$ gleich K sein. M.a.W.: Wir können - einen Stichprobenumfang von unendlich unterstellt - dem Parameter-Vektor $\underline{a}(j)$ aufgrund der beobachtbaren Daten a posteriori genau K unabhängige Restriktionen auferlegen. Da die beobachtbaren Daten aber sämtliche Strukturgleichungen simultan erfüllen, müssen die Parameter-Vektoren der übrigen Strukturgleichungen diesen K a posteriori Restriktionen ebenfalls genügen.

$$\text{Plim} (T^{-1} \underline{X}' \underline{Z}) \underline{A} = \text{Plim} (T^{-1} \underline{X}' \underline{U})$$

$$\text{Plim} (T^{-1} \underline{X}' \underline{Z}) \underline{A} = \underline{0}$$

Im $R(N)$ liegen also sämtliche Parameter-Vektoren $\underline{a}(i)$ für $i=1, \dots, j, \dots, H$. Darüber hinaus läßt sich zeigen, daß im $R(N)$ nicht nur die

¹ Ebenda, S. 12ff.

Vektoren $\underline{a}(i)$ liegen, sondern GENAU alle Linearkombinationen der Spalten der Matrix $\underline{A}$.¹ Wir können daher zusammenfassend sagen, daß zwei Strukturen S und S^* dann und nur dann beobachtungsäquivalent sind, wenn sie durch lineare, nicht singuläre Transformationen ineinander überführbar sind.²

Die Identifizierbarkeit der strukturellen Parameter läßt sich u.U. erreichen, wenn zusätzliche a priori Restriktionen bekannt sind. Es sei angenommen, daß letztere sich ausschließlich auf die numerischen Werte der strukturellen Parameter der zu schätzenden Relation beziehen. Wir abstrahieren also von a priori Informationen, über die latenten Variablen sowie über Abhängigkeiten zwischen den Parametern verschiedener Strukturrelationen. Weiterhin sei unterstellt, daß die a priori Restriktionen in Form von homogenen und/oder inhomogenen linearen Gleichungen gegeben werden. D.h. wir sehen ab von a priori Restriktionen, die als Ungleichungen oder als nicht lineare Gleichungen auftreten. O.B.d.A. können wir dann annehmen, daß die a priori Restriktionen in Form von Null-Nicht-null-Restriktionen gegeben werden.³

Unter den oben genannten Voraussetzungen ist es für die Identifizierbarkeit der Parameter der j-ten Strukturrelation notwendig und hinreichend, daß⁴

$$(22) \quad \rho(A\psi) = H-1$$

wobei ψ die Restriktions-Matrix bezeichnet. Verbal ausgedrückt heißt das:

Die Parameter der j-ten Strukturgleichung eines vollständigen, normierten, linearen Modells, das der betrachteten Relation nur Variablen ausschließende a priori Restriktionen auferlegt, sind genau dann identifizierbar, wenn die von Null verschiedenen Koeffizienten der gemeinsam abhängigen und der prä determinierten Variablen, die aus der untersuchten Gleichung ausgeschlossen sind, wohl aber im

1 Ebenda

2 Vgl.: T.C. Koopmans, Identification Problems..., S.

3 Vgl.: F.M. Fisher, The Identification Problem..., S. 32ff. und 56ff.

4 Ebenda, S. 37f.

Gleichungssystem erscheinen, wenigstens eine $(H-1) \times (H-1)$ -Matrix ergeben, deren Determinante nicht Null wird, die also vom Rang $H-1$ ist (Rang-Kriterium).¹

Da der Rang einer Matrix die Zahl ihrer Zeilen bzw. Spalten nicht übersteigen kann, können wir aus (22) folgern, daß es für die Identifizierbarkeit der Parameter der j -ten Strukturrelation notwendig (aber nicht hinreichend) ist, daß die Zahl der in der betrachteten Gleichung ausgeschlossenen Variablen gleich der um 1 verminderten Zahl der gemeinsam abhängigen Variablen des Modells ist (Abzähl-Kriterium).²

$$(23) \quad \rho(\psi) = H-1$$

Das Rang-Kriterium hat den Nachteil, daß es normalerweise erst nach erfolgter Schätzung angewendet werden kann. Darüber hinaus ist seine Handhabung rechentechnisch relativ aufwendig, da zur Überprüfung der Identifizierbarkeit der Parameter der betrachteten strukturellen Relation die Determinante mindestens einer quadratischen Matrix der Ordnung $H-1$ berechnet werden muß. Die Praxis arbeitet daher in aller Regel mit dem zwar nicht hinreichenden, aber immerhin notwendigen Abzähl-Kriterium.³

22. Ein nicht lineares Modell

Nach dieser einleitenden Diskussion der Identifikation in linearen Modellen seien nunmehr die Besonderheiten dargestellt, die sich aus der Existenz von nicht linearen Strukturrelationen ergeben.⁴

111. Spezifizierung des Modells

Wir gehen aus von dem in (1) spezifizierten Modell, das wir jedoch dergestalt modifizieren, daß Nicht-Linearitäten in den Variablen zugelassen werden.

¹ Vgl.: J. Gruber, a.a.O., S. 198

² Ebenda, S. 197

³ Ebenda

⁴ Vgl. zum folgenden: F.M. Fisher, The Identification Problem..., S. 127ff.

Es bezeichne

- $\underline{x}$ einen N-dimensionalen Vektor mit "Basis"-Variablen, von denen die ersten H als endogen und die restlichen $K=N-H$ als prä-determiniert klassifiziert sind,
- $\underline{y}$ einen Sub-Vektor von $\underline{x}$, der die als endogen klassifizierten Variablen enthält,
- $\underline{z}$ einen Sub-Vektor von $\underline{x}$, der die als prä-determiniert klassifizierten Variablen enthält,
- $q(\underline{x})$ einen N^0 -Spaltenvektor mit deterministischen Funktionen von $\underline{x}$, wobei unterstellt sei, daß die Elemente von $q(\underline{x})$ im Beobachtungsbereich eine stetige erste Ableitung nach den nicht konstanten Elementen des Vektors $\underline{x}$ besitzen, sowie schließlich
- $\dot{\underline{A}}$ die $(H \times N^0)$ -Matrix der zu schätzenden Parameter.

Dann können wir allgemein für die strukturelle Form des unterstellten Modells schreiben

$$(24) \quad \dot{\underline{A}}q(\underline{x}) = \underline{u}$$

Es sei angenommen, daß $q(\underline{x})$ unterteilt werden kann in $K^0 = N^0 - H^0$ Funktionen, die als Argumente NUR prä-determinierte Variable enthalten, sowie in H^0 -Funktionen, die als Argumente endogene (und evtl. zusätzlich auch prä-determinierte) Variable enthalten.

Ergänzend seien folgende Annahmen gemacht:

Annahme VI:

Gleichung (24) definiert implizit eine vektorwertige Funktion $G(\underline{x}, \underline{u})$, die stetig ist in den Elementen von $\underline{x}$, so daß

$$\underline{y} = G(\underline{x}, \underline{u})$$

für alle $\underline{x}$ und $\underline{u}$ einwertig ist.

Annahme VII:

Die Elemente von $q(\underline{x})$ sind linear unabhängig. Nicht lineare Identitäten hingegen seien zulässig.

Annahme VIII:

Die prä-determinierten Variablen sind stochastisch unabhängig von den latenten Variablen.

222. Beobachtungsäquivalente Strukturen

Wir betrachten eine beliebige Funktion der latenten Variablen

$$(26) \quad F(\underline{u}_1, \dots, \underline{u}_H)$$

Es sei $\underline{h}$ ein Vektor dergestalt, daß

$$(27) \quad F(\underline{u}_1, \dots, \underline{u}_H) = F[\underline{\dot{a}}(1)q(\underline{x}), \dots, \underline{\dot{a}}(H)q(\underline{x})] = \underline{h}q(\underline{x})$$

für alle $\underline{x}$, die (24) erfüllen. Dabei symbolisiert $\underline{\dot{a}}(i)$ die i -te Zeile von $\underline{\dot{A}}$ ($i=1, 2, \dots, H$).¹

Unterstellen wir, daß

$$(28) \quad \rho = \begin{bmatrix} \underline{\dot{A}} \\ \underline{h} \end{bmatrix} = H+1$$

und definieren wir $\underline{u} = F(\underline{u}_1, \dots, \underline{u}_H)$, so folgt aus (24), daß

$$(29) \quad \underline{h}q(\underline{x}) = \underline{u}$$

eine linear unabhängige Gleichung ist.

Definitionsgemäß sind sowohl $\underline{u}$ als auch $\underline{u}$ mit keiner der Funktionen der prädeterminierten Variablen korreliert. Daraus folgt i.V.m.

(28), daß lineare Kombinationen der Relationen (29) und (24) allein aufgrund der beobachtbaren Daten nicht unterschieden werden können, d.h. beobachtungsäquivalent und damit nicht identifizierbar sind.

Bis zu diesem Punkt entspricht die Argumentation völlig derjenigen im linearen Modell. Im nicht linearen Modell sind nunmehr jedoch zusätzlich noch gewisse nicht lineare Transformationen zu beachten, die Gleichungen ergeben, die linear unabhängig sind von den Originalrelationen. "The difficulty in question, therefore, can arise only from the existence of transformations F resulting in equations ...which are linearly independent of the original equations."²

Es sei angenommen, daß genau H^*-H Funktionen $F^1, \dots, F^{H^*-H}$ der latenten Variablen existieren, die die Bedingung

$$(30) \quad F^{i*}(\underline{u}_1, \dots, \underline{u}_H) = F^{i*}[\underline{\dot{a}}(1)q(\underline{x}), \dots, \underline{\dot{a}}(H)q(\underline{x})] = \underline{h}^{i*}q(\underline{x})$$

für $i^*=1, 2, \dots, H^*-H$ erfüllen. Dabei bezeichnen die $\underline{h}^{i*}$ konstante

1 Die Transponierung der Matrizen erfolgte, um mit den Ausführungen von Fisher vergleichbar zu bleiben.

2 F.M. Fisher, The Identification Problem..., S. 138

Vektoren dergestalt, daß die Matrix

$$(31) \quad \underline{A}^* = \begin{bmatrix} \underline{a} \\ \underline{h}^1 \\ \vdots \\ \underline{h}^{H^*-H} \end{bmatrix}$$

vom Rang H^* ist. Definieren wir weiterhin

$$(32) \quad \underline{\tilde{u}}_{i^*} = F^{i^*}(\underline{u}_1, \dots, \underline{u}_H)$$

für $i^*=1, 2, \dots, H^*-H$ sowie

$$(33) \quad \underline{u}^* = \begin{bmatrix} \underline{u} \\ \underline{u}^1 \\ \vdots \\ \underline{u}^{H^*-H} \end{bmatrix}$$

so können wir als "erweitertes" Modell schreiben

$$(34) \quad \underline{A}^* \underline{q}(\underline{\lambda}) = \underline{u}^*$$

Daraus folgt, daß ein gewisser N^0 -Vektor $\underline{\hat{a}}^0$ von dem wahren $\underline{\hat{a}}(i)$ aufgrund von a posteriori Informationen dann und nur dann unterschieden werden kann, wenn $\underline{\hat{a}}^0$ nicht als Linearkombination der Zeilen von $\underline{A}^*$ interpretiert werden kann. Wir erhalten daher als notwendige und hinreichende Bedingung für die Identifizierbarkeit der Parameter des Vektors $\underline{\hat{a}}(i)^1$

$$(35) \quad \rho(\underline{A}^* \Psi) = H^* - 1$$

Verbal ausgedrückt heißt das:

Die i-te Gleichung einer Struktur ist innerhalb eines vollständigen, normierten, in den Variablen nicht linearen Modells, das der i-ten Gleichung nur Variablen ausschließende a priori Restriktionen auferlegt, genau dann identifizierbar, wenn die von Null verschiedenen Koeffizienten der gemeinsam abhängigen und der prädeterminierten Variablen, die aus der untersuchten Gleichung ausgeschlossen sind, wohl aber im Gleichungssystem erscheinen, wenigstens eine $(H^*-1) \times (H^*-1)$ -Matrix ergeben, deren Rang H^*-1 ist.²

1 Ebenda, S. 139

2 Ebenda

Mit diesem Ergebnis ist jedoch noch nicht allzu viel gewonnen, da es nichts über die Größe von H^* aussagt. Dieser Frage wollen wir uns im folgenden zuwenden.

333. Identifikationskriterien

Unter den Annahmen unseres Modells können wir die Frage nach dem numerischen Wert von H^* o.B.d.A. für ein deterministisches Modell durchführen, d.h. wir setzen $\underline{u}=\underline{0}$. R. Fisher begründet diese Vorgehensweise folgendermaßen:

"The specification that the disturbances are distributed independently of the predetermined variables may be regarded as a specification that the disturbances have zero means at all levels of those variables. Fix the predetermined variables at a particular set of values and take expected values of the elements of $q(\underline{x})$ conditional of those values for the predetermined variables. The resulting vektor of values for the elements of $q(\underline{x})$ certainly satisfies the nonstochastic equation

$$(36) \quad \dot{A}q(\underline{x}) = \underline{0}$$

and we may think of the nonstochastic case as arising from this sort of operations."¹

Es sei $Q(\underline{x})$ eine $(N^0 \times T)$ -Matrix, deren Spalten jeweils Beobachtungen von $q(\underline{x})$ darstellen, die der Relation (24) genügen. Dann muß gelten

$$(37) \quad \underline{h}^{i*} Q(\underline{x}) = \underline{0} \quad \text{mit } i^*=1,2,\dots,H^*-H$$

Vernachlässigt man zunächst die Existenz von echten prädeteterminierten Variablen, so ist die Matrix $Q(\underline{x})$ offensichtlich vom Rang 1

$$(38) \quad \rho[Q(\underline{x})] = 1 \quad \text{d.h.:} \quad H^* = M^0 = N^0 - 1$$

Daraus folgt, daß - geometrisch gesprochen - die Zeilen der Matrix $\dot{A}$ im $R[Q(\underline{x})]$ liegen. Es genügt daher, der weiteren Untersuchung eine Matrix $Q_*(\underline{x})$ zugrunde zu legen, in deren $R[Q_*(\underline{x})]$ die $\underline{h}^{i*}$ sowie ein bekannter trivialer Vektor liegen.

Es bezeichne $Q^*(\underline{x})$ die Funktionalmatrix (Jacobi-Matrix) von $q(\underline{x})$,

¹ Ebenda, S. 140f.

wobei die Zeilen den Elementen von $q(\underline{x})$ und die Spalten den Elementen von $\underline{x}$ zugeordnet sind. D.h. das i^* -te Element von $Q^*(\underline{x})$ stellt die partielle Ableitung des i^* -ten Elements von $q(\underline{x})$ nach dem i -ten Element von $\underline{x}$ dar. Dabei ist folgendes zu beachten:

- Eine Differentiation nach der Scheinvariablen ist nicht möglich, so daß die Matrix $Q^*(\underline{x})$ nur $N-1$ Spalten besitzt.
- O.B.d.A. können wir annehmen, daß die Scheinvariable das letzte Element von $q(\underline{x})$ ist, so daß die N^0 -te Zeile von $Q^*(\underline{x})$ nur Nullen enthält.

Im folgenden werden wir zeigen, daß

- die $\underline{h}^{i^*}$ für jedes $\underline{x}$, das Relation (24) erfüllt, im $R[Q^*(\underline{x})]$ liegen und
- jeder Vektor im $R[Q^*(\underline{x})]$ (zumindest nach einer trivialen Transformation) eine Linearkombination der Zeilen von $\underline{A}^*$ darstellt.

Dies ist insofern von Bedeutung, als daraus folgt, daß wir unsere Betrachtung auf Vektoren beschränken können, die die folgende Gleichung erfüllen¹

$$(39) \quad \underline{h}Q^*(\underline{x}) = 0$$

Den entsprechenden Beweis werden wir in zwei Schritten erbringen. Im ersten Schritt (I) werden wir zeigen, daß jeder nicht triviale Vektor $\underline{h}$, der (39) erfüllt, auch der Relation

$$(40) \quad \underline{h}q(\underline{x}) = 0$$

genügt (zumindest nach einer trivialen Transformation). Im zweiten Schritt (II) werden wir dann zeigen, daß die $\underline{h}^{i^*}$ eine Basis bilden für die Lösungen der Gleichung (39) oder - geometrisch gesprochen - daß die $\underline{h}^{i^*}$ den $R[Q^*(\underline{x})]$ aufspannen.

- (I) Sofern (40) für ein beliebiges $\underline{h}$ und ein spezielles $\underline{x}$ - sagen wir $\underline{x}^0$ - erfüllt ist, folgt aus Gleichung (39) i.V.m. Annahme VI, daß gleichzeitig Relation (23) erfüllt ist für das jeweils betrachtete $\underline{h}$ und sämtliche $\underline{x}$

¹ Ebenda, S. 143

Es sei $\underline{\kappa}^0$ irgendein Vektor, der (24) erfüllt. Definieren wir

$$(41) \quad \underline{d}^0 = \underline{h}q(\underline{\kappa}^0)$$

und subtrahieren wir $\underline{d}^0$ von dem letzten Element von $\underline{h}$, so ergibt sich ein neuer Vektor - sagen wir $\tilde{\underline{h}}$ -. Da einerseits das letzte Element von $q(\underline{\kappa})$ ex definitione gleich 1 ist, muß gelten

$$(42) \quad \tilde{\underline{h}}q(\underline{\kappa}^0) = 0$$

und da andererseits die letzte Zeile von $Q^*(\underline{\kappa})$ nur Nullen enthält, muß darüber hinaus $\underline{h}$ der Gleichung (39) genügen.

Betrachten wir eine Basis der Lösungen von (39). Dann folgt aus dem oben Gesagten, daß die nach Eliminierung der trivialen Lösung sowie der Linearkombinationen der Zeilen von $\dot{\underline{A}}$ noch verbleibenden (transformierten) Basisvektoren interpretiert werden können als identisch mit zumindest einigen $\underline{h}^{i*}$; denn erstere

- liegen für alle $\underline{\kappa}$, die (24) erfüllen im $R[\underline{Q}(\underline{\kappa})]$ und sind
- linear unabhängig von den Zeilen der Matrix $\dot{\underline{A}}$

Um den Beweis der eingangs aufgestellten Behauptung zu vervollständigen, muß nunmehr in Schritt (II) gezeigt werden, daß jeder der oben definierten Basisvektoren in einer eindeutigen Beziehung den $\underline{h}^{i*}$ der Relationen (30) bzw. (31) steht. M.a.W., daß erstere zumindest nach Anwendung einer trivialen Transformation mit den $\underline{h}^{i*}$ identisch sind.

(II) Definitionsgemäß transformieren die Transformationen $F^1, \dots, F^{H^*-H}$ differenzierbare Funktionen in Funktionen, die gleichfalls differenzierbar sind. O.B.d.A. können wir daher die differenzierten Relationen betrachten.

Differenzieren wir (27) jeweils nach den nicht konstanten Elementen von $\underline{\kappa}$, so muß nach dem zu (I) Gesagten gelten

$$(43) \quad \left[\underline{h}^{i*} - \sum_{i=1}^H F_i^{i*} \left[\underline{\dot{a}}(1)q(\underline{\kappa}), \dots, \underline{\dot{a}}(H)q(\underline{\kappa}) \right] \underline{\dot{a}}(i) \right] q^*(\underline{\kappa}) = 0$$

für $i^*=1, 2, \dots, H^*-H$. Dabei symbolisiert F_i^{i*} die partielle Ableitung der Funktion F^{i*} nach ihrem i -ten Argument ($i=1, 2, \dots, \dots, H$).

Für jedes $\underline{x}$, das (24) erfüllt, gilt dann

$$(44) \quad \left[\underline{h}^{i*} - \sum_{i=1}^H F_i^{i*}(\underline{0}, \dots, \underline{0}) \underline{\dot{a}}(i) \right] Q^*(\underline{x}) = \underline{0}$$

Daraus folgt, daß

- die Vektoren $\underline{h}_*^{i*} = \underline{h}^{i*} - \sum_{i=1}^H F_i^{i*}(\underline{0}, \dots, \underline{0}) \underline{\dot{a}}(i)$ sowie sämtliche ihrer Linearkombinationen Lösungen von (39) sind und
- die Menge der $\underline{h}_*^{i*}$ und die triviale Lösung linear unabhängig sind.

Es bleibt somit abschließend noch zu zeigen, daß die $\underline{h}_*^{i*}$ unabhängig sind von den Zeilen der Matrix $\underline{\dot{A}}$. Bestehen derartige Abhängigkeiten, so muß offensichtlich gelten

$$(45) \quad \underline{0} = \sum_{i=1}^H \lambda_i \underline{\dot{a}}(i) + \sum_{i^*=1}^{H^*-H} \mu_{i^*} \underline{h}_*^{i^*}$$

wobei λ_i und μ_{i^*} Skalare bezeichnen, die für mindestens ein i bzw. i^* ungleich Null sind.

Unter Verwendung von (44) können wir für (45) schreiben

$$\underline{0} = \sum_{i=1}^H \lambda_i \underline{\dot{a}}(i) + \sum_{i^*=1}^{H^*-H} \mu_{i^*} \left[\underline{h}^{i^*} - \sum_{i=1}^H F_i^{i^*}(\underline{0}, \dots, \underline{0}) \underline{\dot{a}}(i) \right]$$

bzw.

$$(46) \quad \underline{0} = \sum_{i=1}^H \left[\lambda_i - \sum_{i^*=1}^{H^*-H} \mu_{i^*} F_i^{i^*}(\underline{0}, \dots, \underline{0}) \right] \underline{\dot{a}}(i) + \sum_{i^*=1}^{H^*-H} \mu_{i^*} \underline{h}_*^{i^*}$$

Da die Matrix $\underline{\dot{A}}$ ex definitione vollen Zeilen-Rang besitzt, folgt aus (46)

$$(47) \quad \begin{cases} \mu_{i^*} = \underline{0} & \text{für } i^*=1, 2, \dots, H^*-H \\ \lambda_i - \sum_{i^*=1}^{H^*-1} \mu_{i^*} F_i^{i^*}(\underline{0}, \dots, \underline{0}) = \underline{0} & \text{für } i=1, 2, \dots, H \end{cases}$$

(47) kann aber offensichtlich nur erfüllt sein, wenn

$$(48) \begin{cases} \mu_{i*} = 0 \\ \lambda_i = 0 \end{cases}$$

woraus folgt, daß die Zeilen von $\hat{A}$ und die $\underline{h}_*^{i*}$ unabhängig voneinander sind.

Aus dem oben Gesagten folgt, daß es zur Beurteilung der Identifizierbarkeit genügt, diejenigen Vektoren $\underline{h}_*^{i*}$ zu betrachten, die der Gleichung (37) genügen. I.V.m. Bedingung (35) haben wir damit ein Kriterium erarbeitet, daß es grundsätzlich gestattet, die Identifizierbarkeit von strukturellen Relationen zu beurteilen, die nicht linear in den Variablen sind. Allerdings hat das erarbeitete Kriterium den Nachteil, daß es wenig operational ist:

a) Die Form der Transformationen $F^{i*}(\underline{u})$ ist i.d.R. unbekannt.

"Note that the procedure does not yield the form of the Transformations $F^{i*}(\underline{u})$."¹

b) Evtl. verfügbare a priori Informationen über das Verteilungsgesetz der latenten Variablen werden nicht berücksichtigt. Das ist insbesondere von Bedeutung, wenn die latenten Variablen normalverteilt sind;² denn die Normalverteilung ist bekanntlich gegenüber linearen Transformationen invariant.

In dem eingangs spezifizierten linearen Modell waren zwei Strukturen dann und nur dann beobachtungsäquivalent, wenn sie durch lineare, nicht singuläre Transformationen ineinander überführt werden konnten. D.h. wenn die latenten Variablen der "tatsächlichen" Strukturrelation normalverteilt sind, sind auch diejenigen der beobachtungsäquivalenten Strukturen normalverteilt. In nicht linearen Modell sind jedoch darüber hinaus u.U. auch gewisse nicht lineare Transformationen beobachtungsäquivalent. Nicht lineare Transformationen von normal-

¹ Ebenda, S. 147, Fußnote +

² Ebenda, S. 148ff.

verteilten Variablen ergeben aber keine normalverteilten Variablen, so daß derartige Transformationen keine beobachtungsäquivalenten Strukturen liefern, sofern a priori bekannt ist, daß die Variablen in der Originalrelation normalverteilt sind. "Note, however, that such information on the distribution of the disturbances cannot rule out LINEAR transformations of the original equitations in a way different from the case for linear systems. At best, therefore, it can rule out those transformations, which we have discussed..., whose admissibility forces us to deal with H^* rather than H ."¹

Abschließend läßt sich hinsichtlich der Identifikation in Modellen, die nicht linear in den Variablen sind, feststellen:

"Nevertheless...it is true that the introduction of nonlinearities cannot HINDER identification...(weil

$$H^* = N^O - \rho [Q(\underline{u})] \leq N^O - K^O = M^O,$$

so daß),...the number of restrictions required can at most go up just as much as the number of restrictions added. We may thus summarize by saying that nonlinearities can never hurt and will generally, but not always, help."²

1 Ebenda, S. 149

2 Ebenda, S. 151

3. Die 2SLS-Schätzung

11. Die Ableitung der Schätzfunktion

Wie bereits mehrfach erwähnt, rührt die Inkonsistenz der OLSE im simultanen Modell daher, daß die gemeinsam abhängigen Variablen i.d.R. mit den latenten Variablen (auch asymptotisch) korreliert sind. Die Grundidee der 2SLS besteht nun darin, diese Abhängigkeiten (wenigstens für $T \rightarrow \infty$) dadurch zu eliminieren, daß die gemeinsam abhängigen Variablen durch ihre aus den reduzierten Formen stammenden OLS-Schätzungen ersetzt werden.

Unter Verwendung der in Abschnitt 1. eingeführten Symbolik können wir schreiben

für die strukturelle Form des Modells

$$(1) \quad \underline{YF} + \underline{XB} = \underline{U}$$

für die reduzierte Form des Modells

$$(50) \quad \underline{Y} = -\underline{X\Delta} + \underline{W}$$

für die j-te Strukturgleichung

$$(51) \quad \underline{y}_{-j} \underline{y}_j + \underline{x}_{-j} \underline{\beta}_j = \underline{u}_j$$

bzw. unter Verwendung der Normierungsbedingung

$$(52) \quad \underline{y}_0 = \underline{y}_{-j}^* + \underline{x}_{-j} \underline{\beta}_j - \underline{u}_j$$

für die j-te Gleichung der reduzierten Form

$$(53) \quad \underline{y}_j = -\underline{x}_{-j} \underline{\delta}_j + \underline{w}_j$$

Wie oben gezeigt, ist (52) i.a. nicht identifizierbar, d.h. nicht konsistent schätzbar. Die Identifizierbarkeit läßt sich nur erreichen, indem man dem Wertevorrat der strukturellen Parameter in (52) a priori Restriktionen auferlegt. Wir hatten angenommen, daß letztere in Form von Null-Restriktionen gegeben werden. Bezeichnet man die Zahl der gleich null gesetzten Koeffizienten der gemeinsam abhängigen Variablen mit H_{00} und die der prädeteterminierten Variablen mit $K_{..}$, so enthalten die Parametervektoren $\underline{y}_{-j}^*$ und $\underline{\beta}_j$ nur noch $H_{00} - 1 = H - H_{00}$ bzw. $K_{..} = K - K_{..}$ Elemente, die a priori nicht gleich null gesetzt sind.

Nach entsprechender Anordnung der Elemente von $\underline{Y}_j^*$, $\underline{X}_j$, $\underline{Y}_j^*$, $\underline{\beta}_j^*$ und $\underline{u}_j$ ist folgende Zerlegung möglich

$$(54) \quad \begin{aligned} \underline{Y}_j^* &= [\underline{Y}_{1j}^* | \underline{O}_j^*] & \underline{\beta}_j^* &= [\underline{\beta}_{1j}^* | \underline{O}_j^*] \\ \underline{Y}_j &= [\underline{Y}_{1j} | \underline{Y}_{2j}] & \underline{X}_j &= [\underline{X}_{1j} | \underline{X}_{2j}] \end{aligned}$$

Dabei symbolisiert

- $\underline{Y}_{1j}^*$ den $(H_o - 1)$ -Zeilenvektor, der die a priori nicht gleich null gesetzten Koeffizienten der gemeinsam abhängigen Variablen enthält. $\underline{O}_j^*$ ist dann ein Zeilenvektor mit H_{oo} Nullen. Entsprechend ist $\underline{Y}_{1j}$ eine $(Tx(H_o - 1))$ -Matrix und $\underline{Y}_{2j}$ eine $(Tx H_{oo})$ -Matrix.
- $\underline{\beta}_{1j}^*$ den K_* -Zeilenvektor, der die a priori nicht gleich null gesetzten Koeffizienten der prädeterminierten Variablen enthält. $\underline{O}_j^*$ ist dann ein Zeilenvektor mit K_{**} Nullen. Entsprechend ist $\underline{X}_{1j}$ eine $(Tx K_*)$ -Matrix und $\underline{X}_{2j}$ eine $(Tx K_{**})$ -Matrix.

Die folgenden Ausführungen beziehen sich ausschließlich auf die j-te Strukturgleichung. Wir wollen daher aus schreibtechnischen Gründen das Subskript j weglassen. D.h. wir schreiben bspw. für (52)

$$(55) \quad \underline{y}_o = \underline{Y}^* \underline{Y}^* + \underline{X} \underline{\beta} - \underline{u}$$

Unter Beachtung von (54) können wir für (55) schreiben

$$(56) \quad \underline{y}_o = [\underline{Y}_1^* | \underline{Y}_2^*] \begin{bmatrix} \underline{Y}_1 \\ \underline{O}_* \end{bmatrix} + [\underline{X}_1 | \underline{X}_2] \begin{bmatrix} \underline{\beta}_1 \\ \underline{O}_{**} \end{bmatrix} - \underline{u}$$

$$(57) \quad \underline{y}_o = \underline{Y}_1 \underline{Y}_1 + \underline{X}_1 \underline{\beta}_1 - \underline{u}$$

Insgesamt haben wir also die Matrizen $\underline{Y}$ und $\underline{X}$ folgendermaßen zerlegt

$$(58) \quad \underline{Y} = [\underline{Y}_o | \underline{Y}_1 | \underline{Y}_2] \quad \underline{X} = [\underline{X}_1 | \underline{X}_2]$$

Analog zu dieser Aufteilung untergliedern wir die Matrix $\underline{\Delta}$ der Koeffizienten der reduzierten Form

$$(59) \quad \underline{\Delta} = \begin{bmatrix} \underline{\Delta}_{10} & \underline{\Delta}_{11} & \underline{\Delta}_{12} \\ \underline{\Delta}_{20} & \underline{\Delta}_{21} & \underline{\Delta}_{22} \end{bmatrix} = [\underline{\Delta}_{g1} | \underline{\Delta}_{g2} | \underline{\Delta}_{g3}]$$

Dabei bezieht sich das erste Subskript auf die prädeterminierten Variablen, und zwar steht 1 für die in den Kalkül einbezogenen, 2 steht für die nicht einbezogenen und g für die Summe aus beiden. Das zweite Subskript bezieht sich auf die gemeinsam abhängigen Variablen, und zwar steht 0 für diejenigen auf der linken Seite von (57), 1 steht für die in den Kalkül einbezogenen auf der rechten Seite von (57) und 2 für die nicht in den Kalkül einbezogenen.

Unter Beachtung von (58) und (59) können wir für (50) schreiben

$$\begin{bmatrix} \underline{y}_0 & \underline{y}_1 & \underline{y}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \underline{x}_1 & \underline{x}_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \underline{\Delta}_{10} & \underline{\Delta}_{11} & \underline{\Delta}_{12} \\ \underline{\Delta}_{20} & \underline{\Delta}_{21} & \underline{\Delta}_{22} \end{bmatrix} + \underline{w}$$

$$\begin{bmatrix} \underline{y}_0 & \underline{y}_1 & \underline{y}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \underline{x}_1 \underline{\Delta}_{10} + \underline{x}_2 \underline{\Delta}_{20} & \underline{x}_1 \underline{\Delta}_{11} + \underline{x}_2 \underline{\Delta}_{21} & \underline{x}_1 \underline{\Delta}_{12} + \underline{x}_2 \underline{\Delta}_{22} \end{bmatrix} + \underline{w}$$

Daraus folgt

$$\underline{y}_1 = \underline{x}_1 \underline{\Delta}_{11} + \underline{x}_2 \underline{\Delta}_{21} + \underline{w}_1$$

$$\underline{y}_1 = \begin{bmatrix} \underline{x}_1 & \underline{x}_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \underline{\Delta}_{11} \\ \underline{\Delta}_{21} \end{bmatrix} + \underline{w}_1$$

$$(60) \quad \underline{y}_1 = \underline{x} \underline{\Delta}_{g1} + \underline{w}_1$$

wobei $\underline{w}_1$ eine (TxH_1) -Submatrix von $\underline{w}$ bezeichnet.

Setzen wir (60) in (57) ein, so ergibt sich

$$\underline{y}_0 = \left[\underline{x} \underline{\Delta}_{g1} + \underline{w}_1 \right] \underline{y}_1 + \underline{x}_1 \underline{\beta}_1 - \underline{u}$$

$$(61) \quad \underline{y}_0 = \underline{x} \underline{\Delta}_{g1} \underline{y}_1 + \underline{x}_1 \underline{\beta}_1 - (\underline{u} - \underline{w}_1 \underline{y}_1)$$

Man kann (61) als Gleichung auffassen, die $\underline{y}_0$ als vektorwertige, in den Parametern lineare, stochastische Funktion der erklärenden Variablen $\underline{x} \underline{\Delta}_{g1}$ und $\underline{x}_1$ ausdrückt. Da die Elemente der Matrix $\underline{x}$ bzw. $\underline{x}_1$ ex definitione kontemporär weder mit den latenten Variablen der Struktur noch mit denen der reduzierten Form korreliert sind, könnte man bei bekanntem $\underline{\Delta}_{g1}$ grundsätzlich die Elemente der Parametervektoren $\underline{y}_1$ und $\underline{\beta}_1$ mittels der OLSE konsistent aus (61) schätzen. Natürlich ist $\underline{\Delta}_{g1}$ unbekannt. Unter den Voraussetzungen unseres Modells ist es jedoch immer möglich, die Parameter der reduzierten Form,

also auch die Elemente der Matrix $\underline{\Delta}_{g1}$, mit Hilfe der OLSE konsistent zu schätzen. Das läßt sich folgendermaßen zeigen:

Postmultiplizieren wir (21) mit $\underline{F}^{-1}$ und prämultiplizieren mit

$[\text{Plim } (\underline{T}^{-1} \underline{X}' \underline{X})]^{-1}$, so ergibt sich

$$[\text{Plim } (\underline{T}^{-1} \underline{X}' \underline{X})]^{-1} \text{Plim } (\underline{T}^{-1} \underline{X}' \underline{Z}) \underline{A} \underline{F}^{-1} = \underline{0}$$

Dafür können wir schreiben

$$[\text{Plim } (\underline{T}^{-1} \underline{X}' \underline{X})]^{-1} \text{Plim} \left[\underline{T}^{-1} \begin{bmatrix} \underline{X}' \underline{Y} \\ \underline{X}' \underline{X} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \underline{I}_H \\ -\underline{B} \underline{F}^{-1} \end{bmatrix} \right] = \underline{0}$$

$$[\text{Plim } (\underline{T}^{-1} \underline{X}' \underline{X})]^{-1} \text{Plim} [\underline{T}^{-1} (\underline{X}' \underline{Y} - \underline{X}' \underline{X} \underline{B} \underline{F}^{-1})] = \underline{0}$$

$$\text{Plim} [(\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{Y} - \underline{B} \underline{F}^{-1}] = \underline{0}$$

$$\text{Plim } (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{Y} = \underline{B} \underline{F}^{-1}$$

(62)

$$\text{Plim } (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{Y} = \underline{\Delta}$$

Kann man aber die Elemente der Matrix $\underline{\Delta}$ mittels der OLSE konsistent schätzen, so muß dies gleichermaßen für die Matrix $\underline{\Delta}_{g1}$ gelten, da letztere lediglich eine Submatrix von $\underline{\Delta}$ ist.

Als OLSE für die Matrix $\underline{\Delta}_{g1}$ erhält man implizit

$$(63) \quad \underline{y}_1 = \underline{X}(\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{y}_1 + \hat{\underline{w}}_1$$

$$(64) \quad \underline{y}_1 = \underline{X} \hat{\underline{\Delta}}_{g1} + \hat{\underline{w}}_1 \quad \text{mit} \quad \hat{\underline{\Delta}}_{g1} = (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{y}_1$$

$$(65) \quad \underline{y}_1 = \hat{\underline{y}}_1 + \hat{\underline{w}}_1 \quad \text{mit} \quad \hat{\underline{y}}_1 = \underline{X} \hat{\underline{\Delta}}_{g1}$$

Das Symbol " $\hat{}$ " deutet dabei wiederum an, daß es sich jeweils um die entsprechende OLS-Schätzung handelt.

Setzen wir (65) in (57) ein, so ergibt sich

$$(66) \quad \underline{y}_0 = \hat{\underline{y}}_1 \underline{y}_1 + \underline{x}_1 \underline{\beta}_1 - (\underline{u} - \hat{\underline{w}}_1 \underline{y}_1)$$

$$\underline{y}_0 = \begin{bmatrix} \hat{\underline{y}}_1 \\ \underline{y}_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \underline{y}_1 \\ \underline{\beta}_1 \end{bmatrix} - (\underline{u} - \hat{\underline{w}}_1 \underline{y}_1)$$

Definieren wir

$$(67) \quad \hat{\underline{Z}} = \begin{bmatrix} \hat{\underline{Y}}_1' & \underline{X}_1' \\ \underline{Y}_1' & \underline{X}_1' \end{bmatrix} \quad \underline{a}' = \begin{bmatrix} \underline{Y}_1' & \underline{\beta}_1' \end{bmatrix}$$

so können wir für (66) schreiben

$$(68) \quad \underline{y}_0 = \hat{\underline{Z}} \underline{a}' - (\underline{u} - \hat{\underline{W}}_1 \underline{y}_1)$$

Für die Normalgleichungen von (68) erhält man

$$(69) \quad \hat{\underline{Z}}' \hat{\underline{Z}} \underline{a} = \hat{\underline{Z}}' \underline{y}_0 \quad \text{mit} \quad \underline{a}' = \begin{bmatrix} \underline{Y}_1' & \underline{\beta}_1' \end{bmatrix}$$

Ist die Matrix $\hat{\underline{Z}}' \hat{\underline{Z}}$ regulär, so können wir (69) mit $(\hat{\underline{Z}}' \hat{\underline{Z}})^{-1}$ prämultiplizieren

$$(70) \quad \underline{a} = (\hat{\underline{Z}}' \hat{\underline{Z}})^{-1} \hat{\underline{Z}}' \underline{y}_0$$

$$\underline{a} = \begin{bmatrix} \begin{bmatrix} \underline{Y}_1' \\ \underline{X}_1' \end{bmatrix} & \begin{bmatrix} \hat{\underline{Y}}_1' & \underline{X}_1' \end{bmatrix} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{\underline{Y}}_1' \underline{y}_0 \\ \underline{X}_1' \underline{y}_0 \end{bmatrix}$$

$$(71) \quad \underline{a} = \begin{bmatrix} \hat{\underline{Y}}_1' \hat{\underline{Y}}_1 & \hat{\underline{Y}}_1' \underline{X}_1 \\ \underline{X}_1' \hat{\underline{Y}}_1 & \underline{X}_1' \underline{X}_1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{\underline{Y}}_1' \underline{y}_0 \\ \underline{X}_1' \underline{y}_0 \end{bmatrix}$$

Relation (71) enthält z.T. Größen, die nicht direkt beobachtbar sind. Es gelten jedoch die folgenden Beziehungen:

a) Aus (63) bis (65) folgt

$$\underline{X}' \hat{\underline{Y}}_1 = \underline{X}' \underline{X} (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{y}_1$$

$$(72) \quad \underline{X}' \hat{\underline{Y}}_1 = \underline{X}' \underline{y}_1$$

Da $\underline{X}_1$ eine Submatrix von $\underline{X}$ ist, muß auch gelten

$$(73) \quad \underline{X}_1' \hat{\underline{Y}}_1 = \underline{X}_1' \underline{y}_1$$

b) Weiterhin gilt

$$\hat{\underline{Y}}_1' \hat{\underline{Y}}_1 = \underline{Y}_1' \underline{X} (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{X} (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{y}_1$$

$$(74) \quad \hat{\underline{Y}}_1' \hat{\underline{Y}}_1 = \underline{Y}_1' \underline{X} (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{y}_1$$

c) Ferner können wir schreiben

$$(75) \quad \hat{\underline{y}}_1 \underline{y}_0 = \underline{y}_1' \underline{X} (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{y}_0$$

Unter Verwendung von (73), (74) und (75) erhalten wir für (71)

$$(76) \quad \underline{a} = \left[\begin{array}{c|c} \underline{y}_1' \underline{X} (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{y}_1 & \underline{y}_1' \underline{X}_1 \\ \hline \underline{X}_1' \underline{y}_1 & \underline{X}_1' \underline{X}_1 \end{array} \right]^{-1} \left[\begin{array}{c|c} \underline{y}_1' \underline{X} (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{y}_0 & \\ \hline \underline{X}_1' \underline{y}_0 & \end{array} \right]$$

Relation (76) definiert die 2SLS-Schätzfunktion in einer Form, die nur noch beobachtbare Variable enthält. Sie ist daher zur praktischen Berechnung der 2SLS-Schätzungen gut geeignet.

22. Die asymptotische Kovarianzmatrix

Aus den Ergebnissen des vorigen Abschnitts folgt unmittelbar für die asymptotische Kovarianzmatrix Σ_a der Schätzung $\underline{a}$

$$(77) \quad \Sigma_a = \sigma_u^2 \left[\begin{array}{c|c} \underline{y}_1' \underline{X} (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{y}_1 & \underline{y}_1' \underline{X}_1 \\ \hline \underline{X}_1' \underline{y}_1 & \underline{X}_1' \underline{X}_1 \end{array} \right]$$

Die Varianz σ_u^2 der latenten Variablen ist i.a.R. unbekannt. Es läßt sich jedoch zeigen, daß die Varianz s_u^2 der 2SLS-Residuen $\hat{\underline{u}}$ unter allgemeinen Bedingungen eine konsistente Schätzung für σ_u^2 darstellt.

Im folgenden sei daher eine Formel abgeleitet, die es erlaubt, die Varianz s_u^2 ohne explizite Berechnung der 2SLS-Residuen zu ermitteln.

$$(78) \quad \begin{aligned} s_u^2 &= T^{-1} (\underline{y}_0 + \underline{y}_1 \underline{y}_1 - \underline{X}_1 \hat{\underline{\beta}}_1)' (\underline{y}_0 + \underline{y}_1 \underline{y}_1 - \underline{X}_1 \hat{\underline{\beta}}_1) \\ s_u^2 &= T^{-1} (\underline{y}_0' \underline{y}_0 + 2 \hat{\underline{y}}_1' \underline{y}_1 \underline{y}_0 - 2 \hat{\underline{\beta}}_1' \underline{X}_1' \underline{y}_0 - 2 \hat{\underline{y}}_1' \underline{y}_1 \underline{X}_1 \hat{\underline{\beta}}_1 + \hat{\underline{y}}_1' \underline{y}_1 \underline{y}_1 \hat{\underline{y}}_1 \\ &\quad + \hat{\underline{\beta}}_1' \underline{X}_1' \underline{X}_1 \hat{\underline{\beta}}_1) \end{aligned}$$

Aus der zweiten Zeile von (76) ist ersichtlich, daß

$$(79) \quad \hat{\underline{\beta}}_1 = (\underline{X}' \underline{X})^{-1} (-\underline{X}_1' \underline{y}_1 \hat{\underline{y}}_1 + \underline{X}_1' \underline{y}_0)$$

Unter Verwendung dieser Beziehung können wir für (78) schreiben

$$(80) \quad s_u^2 = T^{-1} (\underline{y}' \underline{y}_0 + \hat{\underline{y}}_1' \underline{y}_1 - \hat{\underline{y}}_1' \hat{\underline{y}}_1 - 2 \underline{y}_0' \underline{y}_1 - \hat{\underline{y}}_1' \hat{\underline{y}}_1 + \hat{\underline{\beta}}_1' \underline{X}_1' \underline{X}_1 \hat{\underline{\beta}}_1)$$

Mit (80) haben wir eine Bestimmungsgleichung für die Varianz s_u^2 , die sich zur praktischen Berechnung relativ gut eignet.

4. Das Aggregationsproblem

Im folgenden wird versucht, die in Teil A aufgestellten Behauptungen über die bei der statistischen Schätzung von aggregierten Relationen auftretende Verzerrung (Aggregationsbias) und ihre Determinanten zu beweisen. Die Zusammenhänge seien am Beispiel der Geldnachfrage demonstriert, wobei vereinfachend von linearen Beziehungen ausgegangen wird.¹

11. Spezifizierung des Modells

Wir gehen aus von dem eingangs spezifizierten Modell in der Form

$$(82) \quad YF = XB + U$$

und unterstellen, daß eine mikroökonomische Theorie existiert, die für jede Mikro-Einheit i ($i=1,2,\dots,I$) die Geldnachfrage y_{oi} als Funktion bestimmt, die Teil eines kompletten, identifizierbaren und wohlspezifizierten Systems von H stochastischen, linearen Relationen mit H gemeinsam abhängigen Variablen y_{hi} und K prädeterminierten Variablen x_{ki} ist. Als Beispiel könnte man etwa die Hypothese anführen, daß die Geldnachfrage y_{oi} des Wirtschaftssubjektes i ($i=1,2,\dots,I$) u.a. in linearer Form von dem individuellen Einkommen desselben abhängt.

Es sei angenommen, daß die mikroökonomischen Geldnachfragerelationen jeweils $m+1 \leq H$ gemeinsam abhängige Variable und $n \leq K$ prädeterminierte Variable enthalten. Dann können wir für die Geldnachfrage der Mikro-Einheit i schreiben

$$(82) \quad y_{oi}(t) = - \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^I \gamma_{oi,j} y_{oj}(t) - \sum_{h=1}^m \sum_{i=1}^{I_h} \gamma_{hi,j} y_{hi}(t) \\ + \sum_{k=1}^n \sum_{i=1}^{I_k} \beta_{ki,j} x_{ki}(t) + u_{oi}(t)$$

¹ Vgl. zum folgenden: H. Theil, Aggregation Implications..., Econometrica, Vol. 27 (1959), S. 14ff.

für $i, j=1, 2, \dots, I$ und $t=1, 2, \dots, T$. Die Subskripte h bzw. k an I_h bzw. I_k kennzeichnen die jeweilige Variable y_{hi} bzw. x_{ki} , auf welche sich die Summierungsvorschriften beziehen.

Der erste Summand in (82) erklärt sich folgendermaßen:

Unserer Betrachtung liegt ein interdependentes Modell zugrunde. Es ist daher durchaus möglich, daß die Variable y_{oi} , d.h. die Geldnachfrage der Mikro-Einheit i , auch von den Variablen y_{oj} mit $j \neq i$, d.h. von der Geldnachfrage anderer Mikro-Einheiten, beeinflußt wird. Zu denken wäre hier bspw. an die sog. Mitläufer-Effekte, Snob-Effekte und dgl. Unter der Annahme linearer Beziehungen läßt sich dieser Sachverhalt in Form des ersten Summanden der Relation (82) darstellen. Man kann jedoch zeigen, daß (82) aus der Gleichung

$$(83) \quad y_{oi}(t) = - \sum_{h=1}^m \sum_{i=1}^{I_h} \gamma_{hi,j} y_{hi}(t) + \sum_{k=1}^n \sum_{i=1}^{I_k} \beta_{ki,j} x_{ki}(t) + u_{oi}(t)$$

hervorgeht, indem man letztere mit der Inversen (ihre Existenz sei unterstellt) der folgenden Matrix prämultipliziert:

$$\begin{bmatrix} 1 & \dots & -\gamma_{o2,1} & \dots & -\gamma_{o3,1} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ -\gamma_{o1,2} & \dots & 1 & \dots & -\gamma_{o3,2} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ -\gamma_{o1,I} & \dots & -\gamma_{o2,I} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

Wir können daher den folgenden Überlegungen o.B.d.A. Gleichung (83) zugrunde legen. Gleichungen dieser Art seien mit H. Theil als "semi-reduzierte" Formen bezeichnet.

Das gesamte Mikro-Modell enthält I Relationen der Form (83). Summieren wir letztere über i , so erhalten wir die "abgeleitete semi-reduzierte" Form

$$(84) \quad y_o(t) = - \sum_{h=1}^m \sum_{j=1}^{I_h} \gamma_{hj} y_{hj}(t) + \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^{I_k} \beta_{kj} x_{kj}(t) + \sum_{i=1}^I u_{oi}(t)$$

mit den sog. "abgeleiteten" Parametern:

$$(85) \quad \gamma_{hj} = \sum_{i=1}^I \gamma_{hi,j} \quad \text{und} \quad \beta_{kj} = \sum_{i=1}^I \beta_{ki,j}$$

In Matrix-Form können wir für (84) schreiben

$$(86) \quad \underline{y}_0 = -\underline{\gamma}_1^* \underline{\gamma}_1^* + \underline{x}_1^* \underline{\beta}_1^* + \underline{u}^*$$

mit

$$\underline{y}_0 = \begin{bmatrix} y_o(1) \\ \vdots \\ y_o(T) \end{bmatrix} \quad \underline{\gamma}_1^* = \begin{bmatrix} \gamma_{11}(1) & \dots & \gamma_{1I_1}(1) & \dots & \gamma_{m1}(1) & \dots & \gamma_{mI_m}(1) \\ \vdots & & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ \gamma_{11}(T) & \dots & \gamma_{1I_1}(T) & \dots & \gamma_{m1}(T) & \dots & \gamma_{mI_m}(T) \end{bmatrix}$$

$$\underline{x}_1^* = \begin{bmatrix} x_{11}(1) & \dots & x_{1I_1}(1) & \dots & x_{n1}(1) & \dots & x_{nI_n}(1) \\ \vdots & & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ x_{11}(T) & \dots & x_{1I_1}(T) & \dots & x_{n1}(T) & \dots & x_{nI_n}(T) \end{bmatrix}$$

$$\underline{u}^* = \begin{bmatrix} u_1(1) & \dots & u_1(T) \end{bmatrix}$$

Dabei bezeichnen $\underline{\gamma}_1^*$ und $\underline{\beta}_1^*$ die entsprechenden Parametervektoren.

Aus den in Teil A dargestellten Gründen wird bei empirischen Untersuchungen nicht auf die Mikro-Relationen zurückgegriffen, sondern mit aggregierten Größen gearbeitet. Die Aggregate seien in Übereinstimmung mit der Praxis wie folgt definiert:

$$(87) \quad y_o(t) = \sum_{i=1}^I y_{oi}(t); \quad y_h(t) = \sum_{i=1}^{I_h} y_{hi}(t);$$

$$x_k(t) = \sum_{i=1}^{I_k} x_{ki}(t)$$

Als Aggregate unseres Beispiels erhält man dann einerseits das Volkseinkommen und andererseits die Summe der von den einzelnen Wirtschaftssubjekten nachgefragten individuellen Geldmengen.

Wie bereits erwähnt, ist es allgemein üblich, die Form des für die Mikro-Relationen postulierten funktionalen Zusammenhanges auch für die Makro-Relationen zu unterstellen. In diesem Falle können wir unter Verwendung der Definitionen (87) schreiben

$$(88) \quad y_o(t) = -\sum_{h=1}^m \gamma_h y_h(t) + \sum_{k=1}^n \beta_k x_k(t) + u_o(t)$$

wobei β_k und γ_h die makroökonomischen Strukturparameter sowie $u_o(t)$

die makroökonomische latente Variable bezeichnen.

In Matrix-Form können wir für (88) schreiben

$$(89) \quad \underline{y}_0 = -\underline{y}_1 \underline{y}_1 + \underline{x}_1 \underline{\beta}_1 + \underline{u}$$

mit

$$\underline{y}_0 = \begin{bmatrix} y_0(1) \\ \vdots \\ y_0(T) \end{bmatrix} \quad \underline{y}_1 = \begin{bmatrix} y_1(1) & \dots & y_m(1) \\ \vdots & & \vdots \\ y_1(T) & \dots & y_m(T) \end{bmatrix} \quad \underline{x}_1 = \begin{bmatrix} x_1(1) & \dots & x_n(1) \\ \vdots & & \vdots \\ x_1(T) & \dots & x_n(T) \end{bmatrix}$$

$$\underline{u}' = [u_0(1) \dots u_0(T)]$$

22. Die Eigenschaften der Makro-Parameter

Um Aussagen über die Eigenschaften der Makro-Parameter machen zu können, schlagen wir einen indirekten Weg ein, indem wir den Parametervektor $\underline{a}' = [\underline{y}_1' \mid \underline{\beta}_1']$ der Makro-Relation (89) als asymptotischen Erwartungswert einer asymptotisch unverzerrten 2SLS-Schätzung interpretieren.

Als 2SLS für den Parametervektor $\underline{a}$ erhält man aus (70) i.V.m. (86)

$$(90) \quad \underline{a} = (\hat{\underline{Z}}' \hat{\underline{Z}})^{-1} \hat{\underline{Z}}' (-\underline{y}_1 \underline{y}_1' + \underline{x}_1 \underline{\beta}_1' + \underline{u})$$

$$(91) \quad \underline{a} = (\hat{\underline{Z}}' \hat{\underline{Z}})^{-1} \hat{\underline{Z}}' \begin{bmatrix} -\underline{y}_1' & \underline{x}_1' \end{bmatrix} \underline{a}^* + (\hat{\underline{Z}}' \hat{\underline{Z}})^{-1} \hat{\underline{Z}}' \underline{u}^*$$

mit

$$\underline{a}^{*'} = \begin{bmatrix} \underline{y}_1^{*'} & \underline{\beta}_1^{*'} \end{bmatrix}$$

Gemäß (63) bis (65) gilt

$$\hat{\underline{Z}} = \underline{XG}$$

$$\text{mit } G = \begin{bmatrix} \hat{\underline{\Delta}} & \underline{I} \\ -\underline{g} & \underline{O} \end{bmatrix}$$

Dabei bezeichnet $\underline{I}$ die Einheitmatrix der Ordnung K , und $\underline{O}$ eine Null-Matrix der Ordnung $K \times K$.

Wir wissen, daß $\hat{\underline{a}}_{g1}$ eine konsistente Schätzung ist. Folglich muß gelten

$$(92) \quad \text{Plim } (T^{-1}\underline{G}) = \underline{H}$$

wobei $\underline{H}$ eine endliche, nicht singuläre Matrix bezeichnet.

Unter Verwendung von (92) können wir für den asymptotischen Erwartungswert von (91) schreiben

$$\begin{aligned} \lim_{T \rightarrow \infty} E(\underline{a}) &= \lim_{T \rightarrow \infty} E \left[(\underline{H}' \underline{X}' \underline{X} \underline{H})^{-1} \underline{H}' \underline{X}' \begin{bmatrix} -\underline{Y}_1^* \\ \underline{X}_1^* \end{bmatrix} \right] \underline{a}^* \\ &+ \lim_{T \rightarrow \infty} E \left[(\underline{H}' \underline{X}' \underline{X} \underline{H})^{-1} \underline{H}' \underline{X}' \underline{u} \right] \end{aligned}$$

Daraus folgt unter Beachtung von (5)

$$(93) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} E(\underline{a}) = \lim_{T \rightarrow \infty} \left[(\underline{H}' \underline{X}' \underline{X} \underline{H})^{-1} \underline{H}' \underline{X}' \left[E(-\underline{Y}_1^*) \mid \underline{X}_1^* \right] \right] \underline{a}^*$$

Mithin stellt jedes Element von $\lim_{T \rightarrow \infty} E(\underline{a})$ eine gewichtete Summe der "abgeleiteten" Parameter der semi-reduzierten Form dar. Die Gewichte ergeben sich als die asymptotischen Erwartungswerte der Elemente der Reihen der folgenden Matrix $\underline{P}$:

$$(94) \quad \underline{P} = (\underline{Z}' \underline{Z})^{-1} \underline{Z}' \begin{bmatrix} -\underline{Y}_1^* \\ \underline{X}_1^* \end{bmatrix}$$

Die Matrix $\underline{P}$ läßt sich interpretieren als Matrix der OLS-Schätzungen für die Parameter der (formalen) Hilfsregressionen zwischen den Mikro-Variablen $y_{hi,j}$ bzw. $x_{ki,j}$ der Gleichung (83) und den Makro-Variablen der Gleichung (88), wobei die y_h jedoch durch ihre OLSE ersetzt wurden. $\underline{P}$ ist also eine Matrix von 2SLS-Koeffizienten

$$\underline{P} = \begin{bmatrix} \theta_{h,h'i} & \theta_{h,ki} \\ \theta_{k,hi} & \theta_{k,k'i} \end{bmatrix}$$

mit $h, h' = 1, 2, \dots, m$ und $k, k' = 1, 2, \dots, n$.

Im folgenden seien die Summen der Elemente der Matrix $\underline{P}$ über i ge-

bildet. Dazu definieren wir die folgende $(m+n) \times \left(\sum_{h=1}^m I_h + \sum_{k=1}^n I_k \right)$ -

Matrix $\underline{J}$

$$(96) \quad \underline{J} = \begin{bmatrix} 1 & \dots & 1 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & & \vdots & \vdots & & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & 1 & \dots & 1 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & & \vdots & \vdots & & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 1 & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

Postmultiplizieren wir die Matrix $\underline{P}$ mit der Transponierten von $\underline{J}$, so entspricht das der oben beschriebenen Summation

$$\begin{aligned} \underline{PJ}' &= (\underline{Z}'\underline{Z})^{-1}\underline{Z}' \begin{bmatrix} -\underline{Y}' & \underline{X}' \end{bmatrix} \underline{J}' \\ \underline{PJ}' &= (\underline{Z}'\underline{Z})^{-1}\underline{Z}' \begin{bmatrix} -\underline{Y}' & \underline{X}' \end{bmatrix} \\ (97) \quad \underline{PJ}' &= \underline{I}_{m+n} \end{aligned}$$

In skalarer Schreibweise erhalten wir für (97)

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^{I_h} \theta_{h,h'i} &= \begin{cases} 1 & \text{für } h=h' \\ 0 & \text{für } h \neq h' \end{cases} & \sum_{i=1}^{I_k} \theta_{k,k'i} &= \begin{cases} 1 & \text{für } k=k' \\ 0 & \text{für } k \neq k' \end{cases} \\ \sum_{i=1}^{I_h} \theta_{k,hi} &= 0 & \sum_{i=1}^{I_k} \theta_{h,ki} &= 0 \end{aligned}$$

Als Ergebnis der Untersuchung ist daher festzustellen, daß die 2SLS-Schätzungen für die Parameter aggregierter Relationen grundsätzlich verzerrt sind (Aggregationsbias), sofern die Makro-Variablen - wie allgemein üblich - als Summen bzw. Durchschnittswerte der Mikro-Variablen definiert werden. Die Bestimmungsfaktoren dieses Aggregationsbias sind, wie in Teil A behauptet

- a) sämtliche gemeinsam abhängigen und prädeteterminierten Mikro-Variablen sowie
- b) sämtliche Mikro-Parameter

Die obige Untersuchung läßt sich unmittelbar auf OLS-Schätzungen übertragen, wenn man $m=0$ setzt. Unter Beachtung der Tatsache, daß die Matrix $\underline{X}_1^*$ nicht stochastisch ist, erhält man für diesen Fall

$$E(\underline{a}) = E(\underline{B}) = (\underline{X}_1' \underline{X}_1)^{-1} \underline{X}_1' \underline{X}_1^* \underline{B}^*$$

Wir erhalten also für OLS-Schätzungen ein weitgehend analoges Ergebnis wie für 2SLS-Schätzungen. Unterschiede ergeben sich lediglich insofern, als die Matrix $(\underline{X}_1' \underline{X}_1)^{-1} \underline{X}_1' \underline{X}_1^*$ im Gegensatz zur Matrix

$$(\underline{Z}'\underline{Z})^{-1}\underline{Z}'\begin{bmatrix} -\underline{y}^* & \underline{x}^* \\ -\underline{1} & \underline{1} \end{bmatrix}$$

a) nicht stochastisch und

b) unabhängig von den numerischen Werten der Mikro-Parameter ist.

Damit sind die in Teil A aufgestellten Behauptungen bewiesen.

ANHANG II : DIE VERWENDETEN ZEITREIHEN

=====

	Y (Mrd.-DM) (1)	M ₁ (Mrd.-DM) (2)	M ₂ (Mrd.-DM) (3)	C (Mrd.-DM) (4)	D (Mrd.-DM) (5)	T (Mrd.-DM) (6)	S (Mrd.-DM) (7)	Z (Mrd.-DM) (8)	E (Mrd.-DM) (9)
1957	I	32,300	47,200	15,100	17,200	13,500	25,700	39,200	56,400
	II	33,800	49,300	15,800	18,000	13,800	26,500	40,300	58,300
	III	35,600	52,500	16,500	19,300	15,200	27,400	42,600	61,900
1958	IV	37,800	54,900	16,500	21,300	15,500	29,300	44,800	66,100
	I	37,100	55,000	17,000	20,200	16,400	31,300	47,700	67,900
	II	38,400	56,700	17,200	21,100	16,400	32,600	49,000	70,100
	III	39,600	58,000	17,600	22,000	17,000	34,000	51,000	73,000
1959	IV	42,600	60,500	17,900	24,600	16,500	36,000	52,500	77,000
	I	42,000	59,800	18,000	24,000	16,600	38,300	54,900	78,900
	II	43,700	61,700	18,400	25,300	16,700	39,900	56,600	81,900
	III	45,000	63,800	19,000	26,000	17,300	41,600	58,900	84,900
1960	IV	47,600	67,600	19,300	28,300	18,400	44,900	63,300	91,600
	I	46,400	67,100	19,500	26,900	19,100	47,100	66,200	93,100
	II	47,800	68,800	20,100	27,700	18,900	48,400	67,300	95,000
	III	48,400	69,600	21,000	27,400	19,200	50,000	69,200	96,600
1961	IV	51,100	72,700	20,800	30,300	19,400	52,900	72,300	102,600
	I	49,500	72,200	21,600	27,800	20,500	55,300	75,800	103,600
	II	52,000	75,400	22,100	29,800	21,200	56,400	77,600	107,400
	III	53,900	77,200	23,000	31,000	21,000	57,600	78,600	109,600
1962	IV	58,700	82,200	23,200	35,500	21,200	60,100	81,300	116,800
	I	55,300	79,900	23,600	31,700	21,900	63,200	86,100	116,800
	II	57,800	82,900	23,900	33,900	22,300	64,600	86,900	120,800
	III	59,300	83,900	24,400	34,800	22,900	66,000	88,900	123,700
1963	IV	63,300	88,500	24,200	39,000	22,700	69,400	92,100	131,100
	I	59,100	84,600	24,900	34,200	23,000	73,000	96,000	130,200
	II	62,200	87,700	25,700	36,500	23,000	74,500	97,500	134,000
	III	63,600	89,300	25,900	37,700	23,200	76,700	99,900	137,600
1964	IV	67,800	94,500	25,500	42,300	24,400	81,000	105,400	147,700
	I	64,400	91,000	25,900	38,600	24,200	84,600	108,800	147,400
	II	67,900	94,700	26,800	41,100	24,600	86,500	111,100	152,200
	III	68,500	95,100	27,400	41,200	24,500	88,600	113,100	154,300
1965	IV	73,000	100,800	27,900	45,200	25,700	93,500	119,200	164,400
	I	70,300	97,800	28,400	41,900	25,500	98,200	123,700	165,600
	II	74,200	101,400	29,300	44,900	25,400	101,200	126,600	171,500
	III	74,400	101,000	29,600	44,800	24,400	103,600	128,000	172,800
1966	IV	78,500	106,900	29,700	48,900	26,300	109,800	136,100	185,000
	I	74,200	103,200	29,800	44,400	26,400	113,500	139,900	184,300
	II	77,900	107,600	30,700	47,300	27,000	116,100	143,100	190,400
	III	78,000	108,400	31,100	45,700	29,300	119,000	148,300	194,000
1967	IV	79,600	113,400	30,900	48,700	31,700	126,000	157,700	206,400
	I	75,800	110,600	30,300	45,500	32,900	130,200	163,100	208,600
	II	79,000	114,200	31,100	47,900	33,900	133,000	166,900	214,800
	III	80,400	116,300	31,100	49,300	34,600	135,800	170,400	219,700
1968	IV	87,900	127,600	31,500	56,400	38,400	143,400	181,800	238,200
	I	81,100	123,000	31,100	50,000	40,600	149,100	189,700	239,700
	II	85,500	129,400	32,100	53,400	42,700	151,800	194,500	247,900
	III	87,000	133,000	31,900	55,000	44,800	155,200	200,000	255,000
1969	IV	93,500	142,300	32,600	60,900	50,900	163,900	214,800	275,700

Quellen (1) : Volkseinkommen Y , definiert als Brutto-Sozialprodukt zu Marktpreisen – Quelle: K.D. Arndt und U. de la Chevallerie, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung für die BRD, Vierteljahreszahlen 1950 – 1960, in: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Sonderhefte M.F. Nr. 59, Reihe A, Forschung, Berlin 1962 S. 74 ff. – K.D. Arndt und U. de la Chevallerie, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung einschließlich Geldvermögensrechnung für die Bundesrepublik, in: Vierteljahreshefte für Wirtschaftsforschung, Ifde, Heft 6.

(2) : Geldmenge M_1 , definiert als Summe aus Bardepositen C und Sichtdepositen D – Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, 23. Jahrgang, Nr. 7,

Julii 1971, S. 23 ff.

(3) : Geldmenge M_2 , definiert als Summe aus Bardepositen C, Sichtdepositen D und Termingeldern mit einer Befristung bis unter vier Jahren – Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, 23. Jahrgang, Nr. 7, Julii 1971, S. 23 ff.

(4) : Bardepositen C, definiert als Bargeldumlauf im Nichtbankensektor – Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, 23. Jahrgang, Nr. 7, Julii 1971, S. 23 ff.

(5) : Sichtdepositen D, definiert als Sichteinlagen von inländischen Nichtbanken (ohne Zentralbankguthaben öffentlicher Haushalte) – Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, 23. Jahrgang, Nr. 7, Julii 1971, S. 23 ff.

(6) : Termindpositen T, definiert als Termineinlagen von inländischen Nichtbanken – Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, 1fde, Heft 6

(7) : Spardepositen S, definiert als Spareinlagen von inländischen Nichtbanken – Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, 1fde, Heft 6

(8) : Zeitdepositen Z, definiert als Summe aus Termindpositen T und Spardepositen S

(9) : Einlagevolumen E, definiert als Summe aus Sichtdepositen D, Termindpositen T und Spardepositen S

	K (Hrd.DM) (10)	F (Hrd.DM) (11)	L (Hrd.DM) (12)	r (%) (13)	c (%) (14)	z (%) (15)	d (%) (16)	q (%) (17)	B1 Mrd.DM (18)
1957	I 31,400	2,300	3,300	8,157	0,878	2,279	4,561	0,085	20,900
	II 31,600	3,100	4,200	8,233	0,878	2,239	4,500	0,105	23,100
	III 31,500	1,600	6,400	8,267	0,845	2,207	4,439	0,103	27,500
1958	IV 32,300	1,700	6,500	8,033	0,775	2,103	4,000	0,120	29,800
	I 32,200	1,500	8,200	7,600	0,842	2,361	3,594	0,097	30,300
	II 32,200	1,600	8,600	7,233	0,875	2,322	3,483	0,101	31,400
	III 31,700	0,800	6,133	6,433	0,800	2,318	3,000	0,095	33,000
1959	IV 32,300	1,000	7,200	5,600	0,728	2,134	3,000	0,127	33,900
	I 32,600	0,700	8,400	5,433	0,750	2,288	2,778	0,099	33,500
	II 33,200	0,800	9,000	5,233	0,727	2,237	2,750	0,095	34,400
	III 34,900	1,400	9,300	5,333	0,731	2,265	2,822	0,088	34,400
1960	IV 35,500	1,300	7,000	5,900	0,682	2,237	3,744	0,120	36,000
	I 36,800	2,100	7,500	6,367	0,725	2,461	4,000	0,117	35,800
	II 38,300	1,800	6,500	6,433	0,726	2,430	4,300	0,129	37,100
	III 39,300	2,400	6,200	6,900	0,766	2,526	5,000	0,135	37,800
1961	IV 41,000	1,800	5,900	6,333	0,686	2,386	4,456	0,142	39,500
	I 43,100	1,500	7,800	5,833	0,777	2,727	3,611	0,113	39,600
	II 45,500	1,100	8,600	5,600	0,742	2,604	3,194	0,102	40,600
1962	III 46,300	2,100	9,700	5,700	0,742	2,535	3,000	0,097	41,200
	I 47,500	1,700	7,500	6,067	0,654	2,290	3,000	0,119	42,900
	II 48,400	1,900	9,500	6,000	0,744	2,685	3,000	0,087	41,400
1963	III 50,400	1,900	8,500	5,967	0,705	2,563	3,000	0,086	40,900
	I 50,500	2,000	8,400	6,100	0,698	2,555	3,000	0,087	41,600
	II 51,900	2,500	7,200	6,433	0,621	2,362	3,000	0,114	43,800
1964	III 54,000	3,700	8,500	6,000	0,704	2,807	3,000	0,084	41,100
	I 53,600	2,400	8,500	6,067	0,687	2,671	3,000	0,088	42,300
	II 54,300	2,100	8,300	6,033	0,603	2,650	3,000	0,087	44,000
1965	III 55,200	3,100	9,900	5,933	0,671	2,492	3,000	0,112	48,200
	I 57,600	2,800	9,800	6,133	0,652	2,819	3,000	0,088	45,700
	II 58,200	4,300	6,267	6,000	0,652	2,703	3,000	0,083	46,500
1966	III 60,000	3,400	7,300	6,300	0,665	2,745	3,000	0,091	45,400
	I 61,200	4,600	8,600	6,300	0,617	2,637	3,000	0,108	49,100
	II 64,600	5,200	7,600	6,867	0,678	2,952	3,378	0,089	47,100
1967	III 64,900	6,400	7,000	7,333	0,653	2,820	3,500	0,092	47,400
	I 66,700	5,500	6,800	7,500	0,661	2,857	3,761	0,094	46,400
1968	II 68,600	7,900	6,800	7,600	0,607	2,783	4,000	0,104	50,200
	I 72,000	7,800	6,500	7,833	0,671	3,151	4,000	0,090	45,300
	II 71,800	7,100	6,700	8,467	0,649	3,025	4,367	0,090	46,500
1969	III 71,900	6,300	7,400	7,867	0,634	3,245	5,000	0,091	48,300
	I 70,000	5,500	12,200	7,467	0,666	3,238	5,000	0,102	53,100
	II 71,800	7,300	13,200	6,833	0,649	3,585	4,294	0,073	52,000
1970	III 72,000	5,900	16,000	6,631	0,649	3,484	3,311	0,078	53,800
	I 73,600	5,700	17,800	6,767	0,652	3,456	3,000	0,063	55,100
	II 72,700	5,400	21,900	6,800	0,622	3,223	3,000	0,079	62,400
1971	III 77,900	5,900	20,700	6,633	0,601	3,794	3,000	0,060	62,000
	I 77,600	6,300	22,800	6,367	0,580	3,601	3,462	0,066	63,200
1972	II 80,500	6,100	23,000	6,333	0,525	3,636	3,000	0,061	63,900
	I 80,500	6,100	23,000	6,333	0,525	3,527	3,000	0,079	71,300

Spalte (10) : Kreditnachfrage K_t , definiert als kurzfristige Kredite der Kreditinstitute an inländische Wirtschaftsunternehmen und Private -
Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, lfd. Heft

(11) : Zentralbankkredite F_t , definiert als Summe aus Wechselkrediten - und Lombarkrediten - Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, lfd. Heft

(12) : Liquiditätsanlagen L_t , definiert als Liquiditätsanlagen i.S. der Deutschen Bundesbank - Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, lfd. Heft

(13) : Kapitalmarktzins r_t , definiert als mit der Geltungsdauer gewogene Rendite der neu abgesetzten festverzinslichen Wertpapiere in Dezimalform -
Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, lfd. Heft

(14) : Kassenhaltungskoeffizient c_t , definiert als Quotient aus Bardepósitos C und Sichtdepósitos D

(15) : Zeitdepósitoskoeffizient z_t , definiert als Quotient aus Zeitdepósitos Z und Sichtdepósitos D

(16) : Diskontsatz d_t , definiert als mit der Geltungsdauer gewogener Bundesbank-Diskontsatz - Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, lfd. Heft

(17) : Durchschnittlicher Reservesatz q_t , definiert als Quotient der Barreserve B^1 (= Summe aus gesetzlichen Mindestreserven, den Überschussreserven i.S. der Bundesbank sowie den Kassenbeständen des Geschäftsbankensektors) und den Einlagevolumen E - Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, lfd. Heft

(18) : Geldbasis B_1 , definiert als Summe aus "Reserve Money of which : Currency outside Banks "plus" Reserves (Deposit Money Banks) " -
Quelle: International Monetary Fund (IMF), International Financial Statistics, lfd. Heft

LITERATURVERZEICHNIS

=====

1. Bücher

H. Albert, Probleme der Theorienbildung, In: Derselbe (Hrsg.), Theorie und Realität, Tübingen 1964

O. Anderson, Probleme der statistischen Methodenlehre in den Sozialwissenschaften, Würzburg 1965

M.J. Baily, National Income and the Price Level, New York 1962

V. Bergen, Theoretische und empirische Untersuchungen zur längerfristigen Geldnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland (1950 - 1967), Tübingen 1970

E. Brehmer, Struktur und Funktionsweise des Geldmarktes der Bundesrepublik Deutschland seit 1948 (Kieler Studien, Bd. 65)

K. Brunner and A.H. Meltzer, An Alternative Approach to the Monetary Mechanism, Subcommittee on Domestic Finance, Committee on Banking and Currency, Washington, D.C. 1964

Dieselben, Genesis and Development of the Free Reserve Conception of Monetary Processes. Wiederabgedruckt in: W.L. Smith and R.L. Teigen (Hrsg.), Readings in Money, National Income, and Stabilization Policy (The Irwin Series in Economics), Homewood, Ill. 1965

W.R. Burgess, The Reserve Banks and Money Market (With an Introduction by G.L. Harrison and B. Strong), New York 1946

G. Cassel, Theoretische Sozialökonomie, Leipzig 1927

P. Cagan, The Monetary Dynamics of Hyperinflation, In: M. Friedman (Hrsg.), Studies in the Quantity of Money, Chicago 1956

Derselbe, Determinants and Effects of Changes in the Stock of Money, 1875 - 1960, New York 1965

C.F. Christ, Econometric Models and Methods, New York 1967

E. Dürr, Probleme der Konjunkturpolitik, Freiburg 1968

W. Ehrlicher, Geldtheorie, In: W. Ehrlicher, J. Esenwein-Rothe, H. Jürgensen, K. Rose (Hrsg.), Kompendium der Volkswirtschaftslehre, Bd. 2, Göttingen 1968

F.M. Fisher, The Identification Problem in Econometrics, New York 1966

- M. Fisz, Wahrscheinlichkeitsrechnung und Mathematische Statistik, Hochschulbücher für Mathematik, Berlin 1965
- P.G. Fousek, Foreign Central Banking: The Instruments of Monetary Policy, New York 1957
- M. Friedman, Studies in the Quantity of Money, Chicago 1956
- Derselbe, A Theory of the Consumption Function, Princeton 1957
- Derselbe, The Optimum Quantity of Money and Other Essays, Chicago 1969
- M. Friedman and A.J. Schwartz, A Monetary History of the United States 1867 - 1960, Princeton 1963
- A.S. Goldberger, Econometric Theory, New York 1964
- S.M. Goldfeld, Commercial Bank Behaviour and Economic Activity. A Structural Study of Monetary Policy in the Postwar United States (Contribution to Economic Analysis 43), Amsterdam 1966
- W. Graebner, Direkte Kontrollen als Mittel der Geldpolitik (Forschungsberichte des Landes Nordrhein-Westfalen, Nr. 1688), Opladen 1966
- J. Gruber, Ökonometrische Modelle des Cowles Commission Typs: Bau und Interpretation, Hamburg 1968
- G. Hansen, Ein ökonometrisches Modell für die Bundesrepublik 1951 - 1964, Versuch einer Erklärung von Wachstum und Konjunktur, Göttingen 1967
- D. Hochstätter und G. Uebe, Ökonometrische Methoden, Berlin/Heidelberg 1970
- D.R. Hodgman, Commercial Bank Loan and Investment Policy, Champaign, Ill. 1963
- H.J. Jarchow, Theoretische Studien zum Liquiditätsproblem (Kieler Studien, Bd. 75), Tübingen 1966
- W.A. Jöhr, Theoretische Grundlagen der Wirtschaftspolitik, Bd. II: Die Konjunkturschwankungen, Tübingen 1952
- H.G. Johnson, Monetary Theory and Policy, In: Surveys of Economic Theory, Vol. 1: Money, Interest and Welfare, New York 1965
- Derselbe, Essays in Monetary Economics, London 1967
- Derselbe, Beiträge zur Geldtheorie und Geldpolitik (Untersuchungen über das Spar-, Giro- und Kreditwesen, Bd. 18), Berlin 1969. Im Original: Essays in Monetary Economics

H.G. Johnson and J.W.L. Winder, Lags in the Effect of Monetary Policy in Canada, Study prepared for the Royal Commission of Banking and Finance in Canada, Ottawa 1964

J. Johnston, Econometric Methods, New York 1963

G. Katona, Business Looks at Banks: A Study in Business Behaviour, New York 1957

M.G. Kendall and A. Stuart, The Advanced Theory of Statistics, Vol. 3, London 1968

J.M. Keynes, The General Theory of Employment, Interest and Money, London 1936. Deutsche Übersetzung: Allgemeine Theorie der Beschäftigung, des Zinses und des Geldes, Berlin 1936

Derselbe, A Treatise on Money, London 1930. Deutsche Übersetzung von C. Krämer unter Mitwirkung von L. Krämer, München 1932

T.C. Koopmans, Identification Problems in Economic Model Construction, In: T.C. Koopmans and W.C. Hood (Hrsg.), Studies in Econometric Method (Cowles Commission Monograph 14) New York 1953

L.M. Koyck, Distributed Lags and Investment Analysis, Contributions to Economic Analysis 4, Amsterdam 1954

D. Laidler, The Influence of Money on Economic Activity - A Survey of Some Current Problems, In: G. Clayton, J.C. Gilbert and R. Sedgwick (Hrsg.), Monetary Theory and Monetary Policy in the 1970's, London 1971

G. Lange, Die Investitionsfunktion, In: Die Konsum und Investitionsfunktion (Forschungsberichte des Landes Nordrhein-Westfalen, Nr. 1024), Opladen 1962

H. Lauenstein, Statistische Probleme bei Saisonschwankungen (Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung, Bd. 32), Meisenheim am Glan 1969

de Leeuw, A Model of Financial Behaviour, The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States, Chicago 1965

C.E.V. Leser, Econometric Techniques and Problems, London 1966

E. Mailinvaud, Statistical Methods of Econometrics, Englische Übersetzung von A. Silvey, Studies in Mathematical and Managerial Economics, Vol. 6, North Holland Publishing Company, Amsterdam 1966

A.W. Marget, The Theory of Price, New York 1966

- A.J. Meigs, Free Reserves and the Money Supply (Studies in Economics, Economic Research Center), Chicago 1962
- G. Menges, Grundriß der Statistik, Teil I: Theorie, Köln 1968
- G.R. Morrison, Liquidity Preference of Commercial Banks (Studies in Economics, Economic Research Center), Chicago 1966
- A.L. Nagar, Statistical Estimation of Simultaneous Economic Relationships, Diss., Rotterdam 1959
- M. Nerlove, Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural and Other Commodities (Agricultural Handbook, Nr. 141), Washington, D.C., 1958
- A.M. Okun, Monetary Policy, Debt-Management and Interest Rates: A Quantitative Appraisal, In: Commission on Money and Credit (Hrsg.), Stabilization Policies, Englewood Cliffs, N.J., 1963
- D. Patinkin, Keynesian Economics and the Quantity Theory, In: K.K. Kurihara (Hrsg.), Post-Keynesian Economics, London 1955
- J. Pfanzagl, Allgemeine Methodenlehre der Statistik, Sammlung Götschen, Bd. 747/747a, Berlin 1966
- C.A. Philipps, Bank Credit, A Study of the Principles and Factors Underlying Advances Made by Banks to Borrowers, New York 1920
- J.L. Pierce, An Empirical Model of Commercial Bank Portfolio Management, In: Studies in Portfolio Behaviour (Cowles Foundation Monograph 20), New York 1967
- M.E. Polakoff, Federal Discount Policy and its Critics, In: D. Carson, Banking and Monetary Studies, Homewood, Ill. 1963
- K.R. Popper, Logik und Forschung, Tübingen 1966
- R.C. Porter, A Model of Bank Portfolio Selection, Yale Economic Essay, New Haven, Conn., Vol. 1 (1961) und Financial Markets and Economic Activity (Cowles Foundation Monograph 21), New York 1967
- W. Prautzsch, Die Struktur der Nachfrage von Wirtschaftsunternehmen und privaten Haushalten nach finanziellem Vermögen in der Bundesrepublik Deutschland (Untersuchungen über das Spar-, Giro- und Kreditwesen, Bd. 54), Berlin 1971
- W.W. Riefler, Money Rates and Money Markets in the United States (With an Introduction by E.A. Goldenweiser), New York 1930
- H. Rittershausen, Die Zentralnotenbank, Frankfurt a.M. 1962
- R.J. Robinson, The Management of Bank Funds, New York 1962

W. Salomo, Geldangebot und Zentralbankpolitik: Eine Studie zur Theorie des Geldangebots (Kieler Studien, Bd. 116), Tübingen 1971

H.L. Seal, Multivariate Statistical Analysis for Biologists, London 1964

H. Seibt, Schätzung und Prognose bei simultanen Gleichungsmodellen: Eine Monte Carlo-Untersuchung, Göttingen 1968

R. Stone, The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom 1920 - 1938, Vol. I, Cambridge 1954

R. Stucken, Geld und Kredit, Tübingen 1957

Derselbe, Deutsche Geld- und Kreditpolitik 1914 - 1963, Tübingen 1964

H. Schneeweiß, Ökonometrie, Würzburg/Wien 1971

G. Schmolders, Von der "Quantitätstheorie" zur "Liquiditätstheorie" des Geldes, In: Akademie der Wissenschaften und der Literatur, Abhandlungen der Geistes- und Sozialwissenschaftlichen Klasse, Mainz 1960

Derselbe, Geldpolitik, Tübingen 1962

E. Schneider, Einführung in die Wirtschaftstheorie, Teil III: Geld, Kredit, Volkseinkommen und Beschäftigung, Tübingen 1969

P. Schönfeld, Methoden der Ökonometrie, Bd. I, München 1969

Derselbe, Methoden der Ökonometrie, Bd. II, München 1971

H. Theil, Linear Aggregation of Economic Relations, Amsterdam 1954

H. Theil u.a., Applied Economic Forecasting, Studies in Mathematical and Managerial Economics, Vol. 4, North-Holland Publishing Company, Amsterdam 1966

K. Thomas, Ausleihungen, Diskontierungen und Wertpapieranlagen der Kreditbanken (Die Unternehmung im Markt, Bd. 3), Berlin 1956

J. Tobin, An Essay in Principles of Debt-Management, In: Commission on Money and Credit (Hrsg.), Fiscal and Debt Management Policies, Englewood Cliffs, N.J., 1963

Derselbe, The Theory of Portfolio Selection, In: F.H. Hahn and F.P.R. Brechling (Hrsg.), The Theory of Interest Rates, London/New York 1965

R.C. Turner, Member Bank Borrowing, Columbus (Ohio) 1938

O. Veit, Grundriß der Währungspolitik, Frankfurt a.M. 1961

A. Wald, Berechnung und Ausschaltung von Saisonschwankungen (Beiträge zur Konjunkturforschung, No. 9), Wien 1936

U. Westphal, Theoretische und empirische Untersuchungen zur Geldnachfrage und zum Geldangebot (Kieler Studien, Bd. 110), Tübingen 1970

B. Wißmann, Die Zinsempfindlichkeit der Deutschen Sparer (Untersuchungen über das Spar-, Giro- und Kreditwesen, Bd. 15), Berlin 1960

H. Wold and L. Jureen, Demand Analysis - A Study in Econometrics, Wiley Publications in Statistics, New York 1953

2. Zeitschriften und sonstiges

A.C. Aitken, On Least Squares and Linear Combinations of Observations, Proceedings of the Royal Society Edinburgh, Vol. 55 (1935)

A.S. Almon, The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures, Econometrica, Vol. 33 (1965)

T.W. Anderson and H. Rubin, Estimation of the Parameters of a Single Equation in a Complete System of Stochastic Equations, The Annals of Mathematical Statistics, Vol. 20 (1949)

Dieselben, The Asymptotic Properties of Estimates of the Parameters in a Complete System of Stochastic Equations, The Annals of Mathematical Statistics, Vol. 21 (1950)

R.L. Basman, A Note on the Exact Finite Sample Frequency Functions of Generalized Classical Linear Estimators in Two Leading Overidentified Cases, Journal of the American Statistical Association, Vol. 56 (1961)

W.J. Baumol, The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 66 (1952)

M. Bronfenbrenner and T. Mayer, Liquidity Functions in the American Economy, Econometrica, Vol. 28 (1960)

K. Brunner, A Schema for the Supply Theory of Money, International Economic Review, Vol. 2 (1961)

Derselbe, The Role of Money and Monetary Policy, Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis, Vol. 50 (1968)

K. Brunner and A.H. Meltzer, Studies in Money and Monetary Policy: Some Further Investigations of Demand and Supply Functions for Money, Journal of Finance, Vol. 19 (1964)

J.A. Cacy, Alternative Approaches to the Analysis of the Financial Structure, Monthly Review of the Federal Reserve Bank of Kansas City, March 1968

P. Cagan, The Demand for Currency Relative to the Total Money Supply, The Journal of Political Economy, Vol. 66 (1958)

S.B. Chase, Time Deposits in Monetary Analysis, Federal Reserve Bulletin, October 1965

C.F. Christ, Simultaneous Equation Estimation: Any Verdict Yet, Econometrica, Vol. 28 (1960)

C. Cochran and G.H. Orcutt, Applications of Least Squares Regression to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms, Journal of the American Statistical Association, Vol. 44 (1949)

W.F. Crick, The Genesis of Bank Deposits, Economica, Vol. 7 (1927)

J. Durbin, Testing for Serial Correlation in Systems of Simultaneous Regression Equations, Biometrika, Vol. 44 (1957)

Derselbe, Estimation of Parameters in Time-Series Regression Models, Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Vol. 22 (1960)

J. Durbin and G.S. Watson, Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression I, Biometrika, Vol. 37 (1950)

Dieselben, Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression II, Biometrika, Vol. 38 (1951)

R. Eisner, Another Look at Liquidity Preference, Econometrica, Vol. 31 (1936)

D. Fand, Keynesian Monetary Theories, Stabilization Policy, and Recent Inflation, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 1 (1969)

Derselbe, Some Issues in Monetary Economics, Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis, January 1970

E.L. Feige, Expectations and Adjustments in the Monetary Sector, The American Economic Review, Papers and Proceedings, Vol. 57 (1967)

G. Fisher, On Generalized Least Squares, University of Birmingham, Discussion Series A, Paper No. 49

M. Friedman, The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results, The Journal of Political Economy, Vol. 67 (1959)

Derselbe, Interest Rates and the Demand for Money, The Journal of Law and Economics, Vol. 9 (1966)

Derselbe, A Theoretical Framework for Monetary Analysis, The Journal of Political Economy, Vol. 78 (1970)

M. Friedman and A.J. Schwartz, Money and Business Cycles, The Review of Economics and Statistics, Vol. 45 (1963)

R. Frisch and F.V. Waugh, Partial Time Regressions as Compared with Individual Trends, Econometrica, Vol. 1 (1933)

S.M. Goldfeld and E.J. Kane, The Determinants of Member-Bank Borrowing: An Econometric Study, The Journal of Finance, Vol. 21 (1966)

L.E. Gramley and S.B. Chase, Time Deposits in Monetary Analysis, Federal Reserve Bulletin, October 1965

Z. Griliches, Distributed Lags: A Survey, Econometrica, Vol. 35 (1967)

Derselbe, A Note on Serial Correlation Bias in Estimates of Distributed Lags, Econometrica, Vol. 29 (1961)

J. Gurley and G.E. Shaw, Financial Aspects of Economic Development, The American Economic Review, Vol. 45 (1955)

B.J. Hart, Significance Levels for the Ratio of the Mean Square Successive Difference in the Variance, Annals of Mathematical Statistics, Vol. 13 (1942)

H.R. Heller, The Demand for Money: The Evidence from the Short-Run Data, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 79 (1965)

J.W. Hooper, Simultaneous Equations and Canonical Correlation Theory, Econometrica, Vol. 27 (1959)

D.W. Jorgenson, Seasonal Adjustment of Data for Econometric Analysis, Journal of the American Statistical Association, Vol. 62 (1967)

L.R. Klein, The Friedman Becker Illusion, The Journal of Political Economy, Vol. 66 (1958)

H. König, Einkommenskreislaufgeschwindigkeit des Geldes und Zinssatzänderungen: Eine ökonometrische Studie über die Geldnachfrage in der BRD, Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 124 (1968)

H. König und J. Wolters, Über den Zusammenhang zwischen kurz- und langfristigem Zinssatz: Eine Spektralanalyse der West-deutschen Zinsstruktur, Discussion Paper 6/68 des Instituts für Empirische Wirtschaftsforschung der Universität Mannheim, Mannheim 1968

B. Kragh, Two Liquidity Functions and the Rate of Interest: A Simple Dynamic Model, The Review of Economic Studies, Vol. 17 (1949/50)

G. Kramer, Autokorrelation, Parameterstabilität in der Zeit und Nachfrageelastizitäten für Kaffee in der Bundesrepublik Deutschland, Jahrbuch für Sozialwissenschaften, Bd. 19 (1968)

Derselbe, On the Power of Several Tests for Serial Correlation in the Classical Linear Regression, Paper presented to the European Meeting of the Econometric Society, Brussels, Belgium 1969

H.A. Latané, Cash Balances and the Interest Rate - A Pragmatic Approach, The Review of Economics and Statistics, Vol. 36 (1954)

Derselbe, An Empirical Test of the Income Velocity of Money and Interest Rates, The Southern Economic Journal, Vol. 21 (1954/55)

G.S. Laumas, Saving Deposits in the Definition of Money, The Journal of Political Economy, Vol. 77 (1969)

F.A. Lutz, Geldschaffung durch die Banken, Weltwirtschaftliches Archiv, Bd. 106 (1971)

K. May, Technological Change and Aggregation, Econometrica, Vol. 15 (1947)

A.H. Meltzer, The Behaviour of the French Money Supply 1938 - 54, The Journal of Political Economy, Vol. 67 (1959)

Derselbe, The Demand for Money: The Evidence from Time Series, The Journal of Political Economy, Vol. 71 (1963)

C. Moriguchi, Aggregation over Time in Macroeconomic Relations, International Economic Review, Vol. 11 (1970)

H. Müller und A. Woll, Zur Theorie der Geldnachfrage: Modell eines Prognoseeinkommens für die kurzfristige Geldnachfrage, Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 127 (1971)

J.F. Muth, Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts, Journal of the American Statistical Association, Vol. 55 (1960)

A.L. Nagar, A Monte Carlo Study of Alternative Simultaneous Equation Estimators, Econometrica, Vol. 28 (1960)

A. Nataf, Sur la possibilité de construction de certaine macromodeles, *Econometrica*, Vol. 16 (1948)

J.v. Neumann, Distribution of the Ratio of the Mean Square Successive Difference to the Variance, *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 12 (1941)

D. Orr and W.S. Mellon, Stochastic Reserve Losses and Expansion of Bank Credit, *The American Economic Review*, Vol. 51 (1961)

J.J. Polak and W.H. White, The Effect of Income Expansion on the Quantity of Money, *IMF, Staff Papers*, Vol. 4 (1955)

M.E. Polakoff, Reluctance Elasticity, Least Cost and Member-Bank Borrowing: A Suggested Integration, *The Journal of Finance*, Vol. 15 (1960)

M.E. Polakoff and W.S. Silber, Reluctance and Member-Bank Borrowing: A Suggested Integration, *The Journal of Finance*, Vol. 15 (1960)

L.S. Rätzger, The Structure of Financial Markets, Income Velocity and the Effectivness of Monetary Policy, *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, Bd. 98 (1962)

K.W. Roskamp and G.S. Laumas, The Demand for Monetary Assets in the West German Economy: Evidence from Short-Run Data, *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*, Bd. 126 (1970)

F.A. Samuelson, Recent American Monetary Controversy, *Three Banks Review*, March 1956

J. Stöckle und M. Willms, Das Geldangebot in der Bundesrepublik Deutschland: Eine empirische Analyse für die Periode von 1958 bis 1968, *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*, Bd. 126 (1970)

M.M. Siddiqui, On the Inversion of the Sample Covariance Matrix in a Stationary Autoregressive Process, *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 29 (1958)

W.L. Smith, The Discount Rate as a Credit-Control Weapon, *The Journal of Political Economy*, Vol. 46 (1958)

N. Summers, A Capital- Intensive Approach to the Small Sample Properties of Various Simultaneous Equation Estimators, *Econometrica*, Vol. 33 (1965)

E.L. Teigen, Demand and Supply for Money in the United States, Some Structural Estimates, *Econometrica*, Vol. 32 (1964)

Perselbe, A Structural Approach to the Impact of Monetary Theory, *The Journal of Finance. Papers and Proceedings*, Vol. 19 (1964)

H. Theil, The Aggregation Implications of Identifiable Structural Macrorelations, *Econometrica*, Vol. 27 (1959)

V. Timmermann, Zur Refinanzierung der Banken beim Zentralbanksystem: Eine empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland 1955 - 1968, *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*, Bd. 127 (1971)

J. Tobin, The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 38 (1956)

Derselbe, Liquidity Preference as Behaviour Towards Risk, *The Review of Economic Studies*, Vol. 25 (1958)

D.P. Tucker, Income Adjustment to Money-Supply Changes, *The American Economic Review*, Vol. 66 (1966)

C.E. Walker, Discount Policy in the Light of Recent Experience, *Journal of Finance*, Vol. 12 (1957)

R.W. Waud, Misspecification in the "Partial Adjustment" and "Adaptive Expectations" Models, *International Economic Review*, Vol. 9 (1968)

W.A. Weiswanger and T.A. Yancey, Parameter Estimates and Autonomous Growth, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 54 (1959)

M.R. Wickens, The Consistency and Efficiency of Generalized Least Squares in Simultaneous Equation Systems with Autocorrelated Errors, *Econometrica*, Vol. 27 (1969)

A. Woll, Die Theorie der Geldnachfrage: Analytische Ansätze und statistische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland, *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*, Bd. 126 (1970)

G.U. Yule, Why do we get sometimes nonsense-correlation between time-series? - A study in sampling and the nature of time series, *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 89 (1926)

A. Zellner and H. Theil, Three-Stage-Least Squares: Simultaneous Estimation of Simultaneous Equations, *Econometrica*, Vol. 30 (1962)

International Business Machines Corporation (IBM), Data Processing Division, Scientific Subroutine Package (SSP), (360 A - CM - 03 X), Version III, New York 1968

Geschäftsberichte der Deutschen Bundesbank 1958 - 1

Monatsberichte der Deutschen Bundesbank 1958 - 1970

International Monetary Fund (IMF), International Financial Statistics, Vol. 13 (1960) - Vol. 23 (1970)

L e b e n s l a u f

=====

Ich, Winfried Deist, wurde am 22.5.1942 in Berlin-Hermsdorf als Sohn des selbständigen Kaufmanns Franz Deist und seiner Ehefrau Cläre geb. Dippel geboren.

Durch die Kriegssereignisse wurden meine Eltern über Dessau, wo ich eingeschult wurde, Bad-Kreuznach und Düsseldorf nach Hagen verschlagen. Hier besuchte ich zunächst die Volksschule und anschließend das Städtische Gymnasium, das ich am 14.3.1964 nach bestandenem Abitur verließ.

Im Mai 1964 begann ich das Studium der Betriebswirtschaftslehre in Münster. Zwischendurch arbeitete ich bei den Märkischen Kabelwerken in Berlin und der W.Stallmann KG in Hagen.

Im Oktober 1971 bestand ich die Prüfung als Diplom-Kaufmann an der Westfälischen Wilhelms-Universität Münster.

Seit dem 1.September 1971 bin ich bei einem Wirtschaftsprüfer in Hagen als Revisionsassistent tätig.

